平成 21 年度

北海道大学大学院経済学研究科

研究成果報告書

若年者と労働市場

～フリーターとニートに関する分析と考察～

経済政策専攻（専修コース）

17083011

鈴木　薫（安部ゼミ）

要旨

本稿では、『就業構造基本調査』(1992年・1997年・2002年)の個票データを用いて、フリーターやニートの若年人口に対する割合が定義によりどのように異なるのか、同一のデータを用いた複数の集計により検証を試みた。また、フリーターやニートの割合の変化を世代間で見るために、生年階級・性別・学歴別のコーホートを作り、同一属性の中でフリーターやニートになる割合「フリーター率」「ニート率」が、年齢推移とともにどのように変化していくかを分析した。過去に厚生労働省や内閣府で行われた集計の定義を基にして定義した「厚生労働省定義」と「内閣府定義」では、フリーター・ニートもともに「内閣府定義」での割合が高く、それぞれ「厚生労働省定義」での割合の約1.5～1.25倍の値となった（2002年）。また、内閣府(2005)に準じてニートを類型化したところ、男女計では増加の見られなかった「非希望型」のニートが、女性では1992年から2002年にかけて若干増加していることもわかった。

コーホート分析では、フリーターについては、①後に生まれた世代ほどフリーター率が高くなる、②高学歴者は比較的世代間のフリーター割合の上昇が小さくなる、という2つの傾向がわかり、中学校卒の1983～1987年生まれの世代では15～19歳時点でのフリーター率が男性で40%超、女性で約60%となっている。一方、ニートについては、ニート率の水準と世代間の格差は男女とも短大・高専卒と大学・大学院卒のグループと中学校卒と高校卒のグループで明らかに異なる。短大・高専卒と大学・大学院卒のグループではニート率はほとんど0%から推移していないが、他の学歴では後から生まれた世代ほど、ニート率が高くなる傾向があるのに加え、年齢に関わらず高止まりする可能性がある。1983～1987年生まれの世代は15～19歳時点で男女ともにニート率が15%近くにもなっている。

目次

1. はじめに

若年者の不安定就業について関心が高まる中、その象徴として「フリーター」や「ニート」となる若年者の数の多さが不安視されてきた。厚生労働省(2009)では、『労働力調査』（各年）を特別集計した結果から，フリーターの数は 2003 年をピークに、以降は減少を続けていることを指摘した。この集計によると、2008 年時点でのフリーター数は 1,700,000 人であり、人口に対するフリーターの割合を見ても低下が見られると報告された。一方、内閣府(2003)では、同じく『労働力調査』から特別集計が行われた結果、フリーター数が少なくとも調査時点で最新の 2001 年までは増加を続けていることを報告しており、これは厚生労働省(2009)での同時期のフリーター数の推移の傾向と一致している。しかしながら、内閣府(2003)の集計では、2001 年時点のフリーター数は 4,170,000 人となっており、厚生労働省(2009)で集計されたフリーター数（2002 年で 2,080,000 人）を大きく上回っている。また、ニート [1]の数については、厚生労働省(2009)でここ数年横ばいだったニートの数は、同年には微増し 640,000 人となったことが報告された。一方、内閣府(2005)では 2002 年時点でもニートの数は 847,000 人であるとされており、厚生労働省(2009)の集計でのニート数（2002 年で 640,000 人）をかなり上回る結果となっている。このようにフリーターやニートの定義が一意でないために、フリーターやニートの数が研究によって異なることは小杉(2002)や玄田(2004)で指摘されている。また、世代ごとに年齢推移に伴うフリーターの数の推移を見るコーホート分析では小杉(2002)がある。この研究では、『就業構造基本調査』を特別集計し、フリーターが後の世代になるほど抜けにくくなることが指摘されている他、学歴や地域によりフリーターになる確率が異なることが解明された。その他のフリーターやニートの数についての集計は、内閣府(2005)でも行われている。ここでも『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)の特別集計から、ニートを類型化し、ニート全体は増加しているが就業希望を持っていない「非希望型」のニートの数はこの 1992 年から 2002 年にかけてほぼ一定であったことを指摘している。また、この研究ではニートについて、学歴が低い層が多いことも報告されている。

本稿ではまず、フリーターやニートがどの程度存在するのかを検証する。フリーターやニートの数が定義により異なることは小杉(2002)や玄田(2004)で触れられているが、本稿では更に、同一のデータから異なる定義を適用してフリーター・ニートの割合を算出し、定義によってフリーターやニートの割合がどのように異なるかを明確に示す。また、世代間による影響を考えたコーホート分析は、小杉(2002)でフリーターについては男女・生年階級別に行われているが、本稿ではフリーターに特徴的な構成の見られた学歴を入れて再度コーホート分析を行う他、同様の分析をコーホート分析の先行研究のないニートでも行う。尚、データについては、小杉(2002)が網羅しているのは『就業構造基本調査』(1982,1987,1992,1997)だが、本稿では『就業構造基本調査』の個票データ(1992,1997,2002)を用いる。最後に、続柄や年齢などの属性がフリーターやニートになることとどう関連す

[1] ここでいう「ニート」は厚生労働省(2009)での「若年無業者」に当たる。詳細は本論参照。

るかを検証する。フリーターついては小杉(2002)など、ニートついては小杉(2005)などでそれぞれ、フリーターやニートにどういった属性を持った若年者が多いのかが示されているが、本稿ではこれらの属性がフリーターやニートになる確率をどのように変化させるのかを分析するため、属性を説明変数、フリーターやニートになる確率を被説明変数としたプロビット分析を行う。

本稿で得られた主な結果は次の通りである。過去に厚生労働省や内閣府で行われた集計の定義を基にして定義した「厚生労働省定義」と「内閣府定義」では、フリーター・ニートともに「内閣府定義」での割合が高いが、先行研究等に基づいて類型化を行うと、男性フリーターの「有業型」、男性ニートの「非求職型」「非希望型」の若年人口に対する割合は、2 つの定義でほとんど差異がないことがわかった。また、ニートを類型化したところ、男女計では増加の見られなかった「非希望型」のニートが、女性では 1992 年から 2002 年にかけて若干増加していることもわかった。コーホート分析では、フリーター・ニートともに、学歴によりはっきりとフリーター率・ニート率やその推移の特徴が分かれることがわかった。特に、中学校卒のグループと高校卒のグループでは、専門・高専卒のグループと大学・大学院卒のグループと比較して、①フリーター率・ニート率の値が高い、②後から生まれた世代ほどフリーター率・ニート率が高くなる傾向が顕著に表れている、という特徴が見られた。中学校卒・1983～1987 年生まれの世代では 15～19 歳時点でのフリーター率が男性で 40%超、女性で約 60%、ニート率も男女とも 15%近かった。プロビット分析では推計結果から、「世帯主であること」は「子であること」と比較し、フリーターやニートになる確率を下げることがわかったが、続柄については内生性もありこの結果が正しいかは明確にはわからない。また、「5 歳年齢が高くなること」は全ての学歴の男性フリーターと、中学校卒・高校卒の女性フリーターにおいて、フリーターになる確率を僅かに下げるという結果になったが、年齢とニートになる確率の関係については明確なことはわからなかった。

本稿の流れを以下に示す。2 章ではフリーターについて、3 章ではニートについて、それぞれの節で次のような分析を行う。1 節ではフリーター［ニート］数の過去の集計結果を挙げ、『就業構造基本調査』個票データの集計結果と比較することで定義によるフリーター［ニート］数がどのように異なるかを議論する。2 節ではフリーター［ニート］はどのような属性を持った若者が多いのかを、『就業構造基本調査』の集計結果から考察する。3 節ではフリーター［ニート］を学歴・性別・生年階級で括り、コーホートが年齢推移とともにどのように推移していくかを見ることで、世代間の違いを見る。4 節ではプロビット分析を利用し、どういった属性を持つことがフリーター［ニート］になりやすいのか議論する。最後に、4 章をまとめの章とし、2 章・3 章で得られた主な結果を述べる。

2. フリーター

2.1. フリーターの定義と集計

本節では、複数あるフリーターの定義を挙げ、各定義により集計されたフリーターがどの程度の割合で存在するのかを検証する。フリーターの数は、先行研究でもその推定数にかなりばらつきがある。これは、「フリーター」の定義が一意でなく、研究によって異なる定義が用いられてきたためであると指摘されている（小杉,2005・玄田,2004）。

そこで本節では、この検証のため次のような手順で分析を行う。始めに、フリーターの代表的な定義 2 つとそのフリーター数の集計の結果を取り上げ､フリーター数を比較する。第二に、総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)の個票データを用いてこれらの集計時の定義に近い「フリーター」の定義をそれぞれ設け、推計されたフリーター人数の人口に対する割合[2]を推定する。そのようにして推定したフリーター割合を過去の集計結果と比較し、それとどの程度異なるのかを確認する。最後に、『就業構造基本調査』個票データを使って集計した 2 つの「フリーター」を比較し、定義によりフリーター割合がどう異なるかを見る。また、以下の分析の中で「若年人口」と述べる場合には、特に断りがない場合には年齢 15〜34 歳の全ての者全てを指す。

2.1.1. 過去の集計結果

フリーターの定義として、代表的なものは次の 2 つである。定義ごとにフリーター数とその推移が異なる点に注目したい。

1 つ目の定義は、厚生労働省が『労働経済白書』等で用いている定義である。この定義は 1997 年以前と 2002 年以降の集計で変更があるが、2002 年以降のフリーターの定義は「15〜34 歳で、男性は卒業者、女性は卒業者で未婚の者とし、①雇用者のうち勤め先における呼称が『パート』又は『アルバイト』である者、②完全失業者のうち探している仕事の形態が『パート・アルバイト』である者、③非労働力人口のうち希望する仕事の形態が『パート・アルバイト』で、家事も通学も就業内定もしていない『その他』の者」とされている[3]。厚生労働省集計のフリーター[4]数の推移を見たのが、下記の図 1 である。

---

[2] 本稿では集計した人数そのものではなく、若年（15〜34 歳）人口に対する割合を主に見る。この理由は、集計に用いる個票データは日本の全人口の一部から取ったデータであり、集計数を先行研究と直接比較することができないからである。

[3] 1997 年以前（1982 年、87 年、92 年、97 年）については、「年齢を 15〜34 歳と限定し、①現在就業している者については勤め先における呼称が『パート』又は『アルバイト』である雇用者で、男性については継続就業年数が 1〜5 年未満の者、女性については未婚で仕事を主にしている者とし、②現在無業の者については家事も通学もしておらず『パート・アルバイト』の仕事を希望する者」とされていた。

[4] データは、1982 年、87 年、92 年、97 年については旧総務庁統計局『就業構造基本調査』を労働省政策調査部で特別集計、2002 年以降については総務省統計局「労働力調査（詳細集計）」を厚生労働省労働政策担当参事官室にて特別集計したものである。1997 年以前と 2002 年以降では、前述の定義の変更だけではなく、利用しているデータにも変更がある。この 2 つの観点から、1997 年以前と 2002 年以降の数値が接続しないことがわかる。定義の違いについては、1997 年以前の定義が勤続年数が 5 年以上の若年アルバイト・パート従事者を含まない一方で、学生フリーターを含み、更に無業の女性フリーターについては未婚・既婚が混在している、という点が指摘されている（小杉,2002）。

図 1　厚生労働省集計によるフリーター数の推移（男女計）

厚生労働省『労働経済白書』(2009)　データ出典：総務省統計局『労働力調査』（～1997）、『就業構造基本調査』(2002～）
（）内は年齢15～34歳人口に対する割合（総務省統計局『労働力調査』（各年平均）より計算）

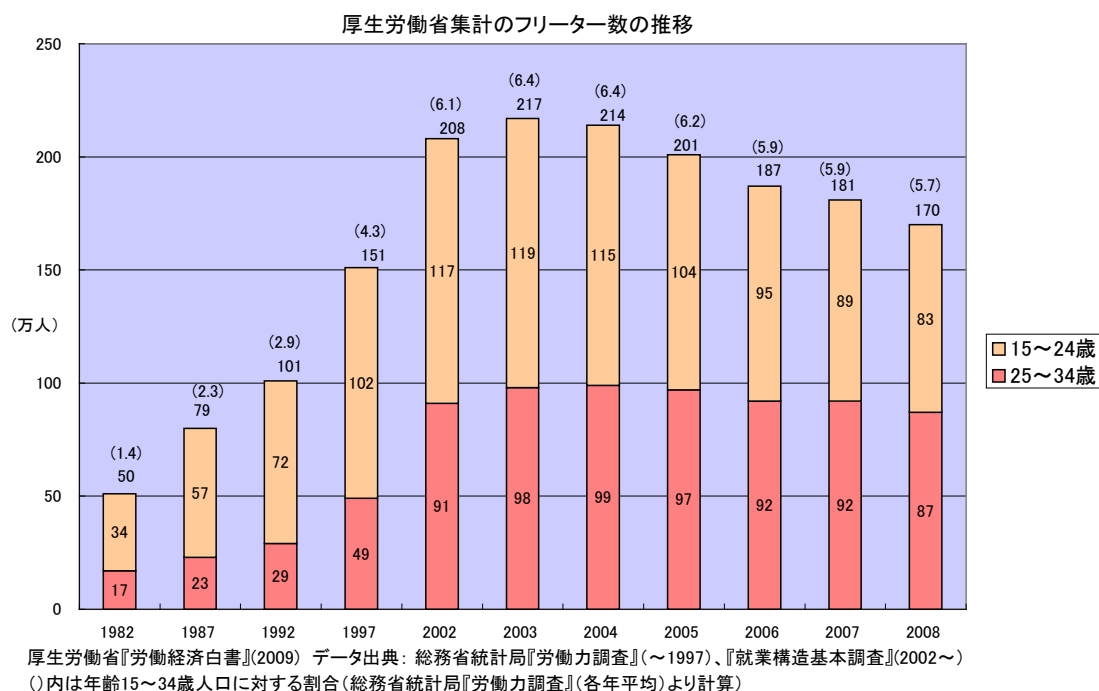
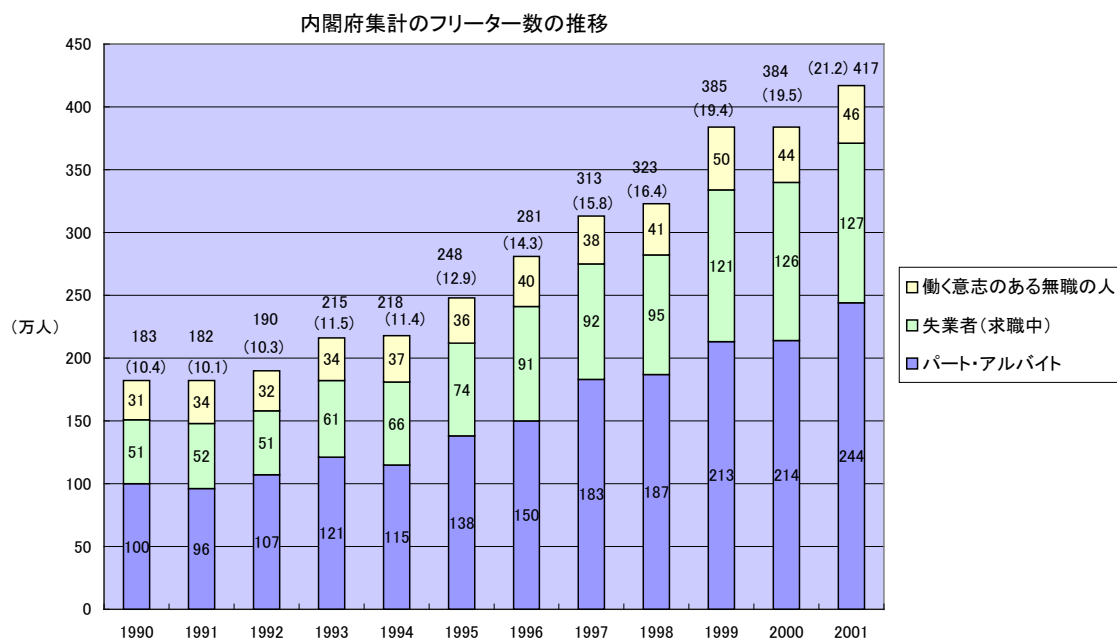



図 1 を見ると、1982 年には 500,000 人程度だったフリーターが、2003 年には 2,170,000 人に増加している。厚生労働省 (2004)では、10 年程でフリーターの数が倍以上に増加したことが指摘された。

　しかしながら、この 2003 年の 2,170,000 人をピークに、その後のフリーター数は減少を続けている。世代による人口の違いを考慮するため、15～34 歳の人口に対するフリーターの割合を見ても、その割合は 2003 年・2004 年をピークに減少に転じたことがわかる。

2 つ目の定義は、内閣府が『国民生活白書』等で用いているフリーター定義である。この定義ではフリーターは、「学生、主婦を除く若年のうち、パート・アルバイト（派遣等含む）および働く意志のある無職の人（対象 15～34 歳）」とされる。この内閣府集計のフリーター数の推移を見たのが図 2 である。

図 2　内閣府集計によるフリーター数の推移（男女計）

ここで定義されるフリーターは、有業者の雇用形態に「パート・アルバイト」のみならず全ての非正規雇用形態を含み、無業者については希望就業形態に関わらず就業希望者全体を含むため、厚生労働省が集計するフリーター数より大きい値をとっている。例えば、1992 年では、厚生労働省集計のフリーターが 1,010,000 人であるのに対し、内閣府集計では、1,900,000 人にも上る。また、厚生労働省集計では 2002 年のフリーター数は、2,080,000 人だが、内閣府集計では、その直前の 2001 年に 4,170,000 人という値をとっており、その規模は 2 倍以上である。

一方、フリーター数の推移を見ると、その傾向は 2 つの定義で共通している。調査期間の違いから比較できるのはごく一部に過ぎないが、少なくとも 1990 年代から 2000 年代前半にかけて、厚生労働省集計・内閣府集計のどちらでも、フリーター数が増加傾向にあることが見てとれる。ただし、厚生労働省集計では 2003 年をピークにフリーター数は減少に転じたことが確認されているが、内閣府集計については 2002 年以降のデータがない。そのため、内閣府集計でも厚生労働省集計同様に、2003 年付近でフリーター数が減少に転じることがあるのかは不明である。

2.1.2. 総務省統計局『就業構造基本調査』個票データからの集計結果

前項では、2 つの代表的なフリーター数の集計結果から、定義によるフリーター数の違いとその推移の特徴を見てきた。しかしながら、これらの 2 つの集計では、調査期間やデータ出典の調査が異なる他、男女別・類型別のデータ等 2 つに共通する詳細なデータが少ない。このため、2 つ定義から成るフリーター数を単純に比較するだけでは、定義の違いによ

る影響を明確にすることは困難である。

そこで、本項では厚生労働省集計のフリーター定義と、内閣府集計のフリーター定義を基に新たにフリーターを定義し、総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)の個票データから集計した結果を用いて、定義によってフリーターの人数および若年人口に対する割合がどのように異なってくるのかを、同一のデータに 2 つの定義を適用することにより、明確に示したい。ここでは厚生労働省集計を基に定義したフリーターの定義を「厚生労働省定義」、内閣府集計を基に定義したフリーターの定義を「内閣府定義」と名付ける。

「厚生労働省定義」は、「年齢 15～34 歳で、男性は卒業者、女性は卒業者で未婚の者とし、(1)雇用者のうち非正規雇用[5]に従事する者、(2)失業者[6]のうち、探している仕事形態が非正規雇用[7]の者、(3)非労働力人口のうち、希望する仕事形態が非正規雇用[8]である者」とする。これは、厚生労働省の 2002 年以降の集計でのフリーターの定義とほぼ同じであるが、有業者の雇用形態と、無業者の希望就業形態に「パート・アルバイト」だけでなく、派遣等の他の非正規雇用形態全般を含む点で異なる[9]。定義にパート・アルバイト以外の非正規雇用形態を含めたのは、近年では若年者の間でパート・アルバイトに留まらず、派遣や契約といった他の非正規雇用形態が段々と浸透してきている経緯を踏まえてのことである[10]。

そもそも「フリーター」という言葉は「自分のやりたいことをするために定職に就かずアルバイトを続ける若者」という発想から生まれたものであり[11]、定職を正規雇用と解釈するなら、全ての非正規雇用をフリーターとして考えるのが自然である。また、厚生労働省では非労働力人口について「希望する仕事の形態が『パート・アルバイト』で、家事も通学も就業内定もしていない『その他』の者」としているが、「厚生労働省定義」では就業状態[12]の条件は課さないため、「厚生労働省定義」には「未婚で家事を主にしている女性」等も含まれる。これは有業のフリーターでは「家事がおもで仕事もしている」人も含まれるのに対し、非労働力人口の「家事をしている」人がフリーターから除かれる理由が不明確であるためである。

「内閣府定義」は、「15～34 歳の若年（ただし、学生と主婦を除く）のうち、非正規雇用

---

[5] ここで指す「非正規雇用」は、総務省統計局『就業構造基本調査』に沿って 1992 年・1997 年の調査においては「パート」「アルバイト」「派遣」「嘱託など」「派遣社員」、2002 年の調査では「パート」「アルバイト」「労働者派遣事業所の派遣社員」「契約社員・嘱託」のことを指す。

[6] ここでは「仕事があればすぐにつくことができる」という条件は課さず、無業で休職活動中の者を「失業者」とする。

[7] 「希望仕事形態」が 1992 年・1997 年では「パート・アルバイトの仕事がしたい」、2002 年では「パート・アルバイト・契約社員」「労働者派遣事業者の派遣社員」であることを指す。

[8] 脚注 7 に同じ。

[9] ただし集計で利用した就業構造基本調査の調査票は年度によって一部異なるため、無業者の希望就業形態については、一部調査年度により異なる（詳細は脚注 7)。

[10] 1999 年の労働派遣法改正以降、派遣社員数は大幅に増加した。また、学生や既婚女性を除く若年層では、契約・嘱託社員の割合も 1980 年代に比べて上昇傾向にある。

[11] 1987 年、アルバイト情報誌「フロムエー」で編集長であった道下裕史氏によって考案された。

[12] ここでいう「就業状態」とは「仕事をおもにしている」「家事がおもで仕事もしている」等である。

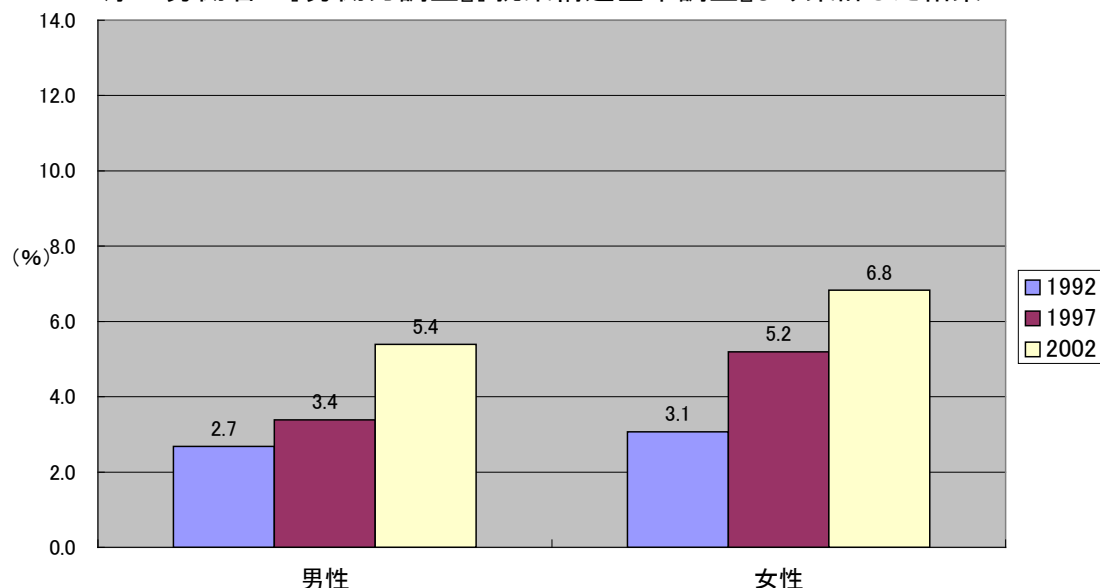
者[13]及び働く意志のある無職の人」と定義した。これは内閣府(2003)で用いられた定義に等しい[14]。

厚生労働省定義と内閣府定義の違いは、①厚生労働省定義では既婚女性は含まれないが、内閣府定義では主婦でない既婚女性は含まれ、厚生労働省定義では含まれていた「主夫」は除かれる、②厚生労働省定義では無業者（失業者、就業希望のある非労働力人口）の希望就業形態は非正規雇用に限られるが、内閣府定義では、就業形態に関わらず他の条件を満たす全ての就業希望者が含まれる、という 2 点である。

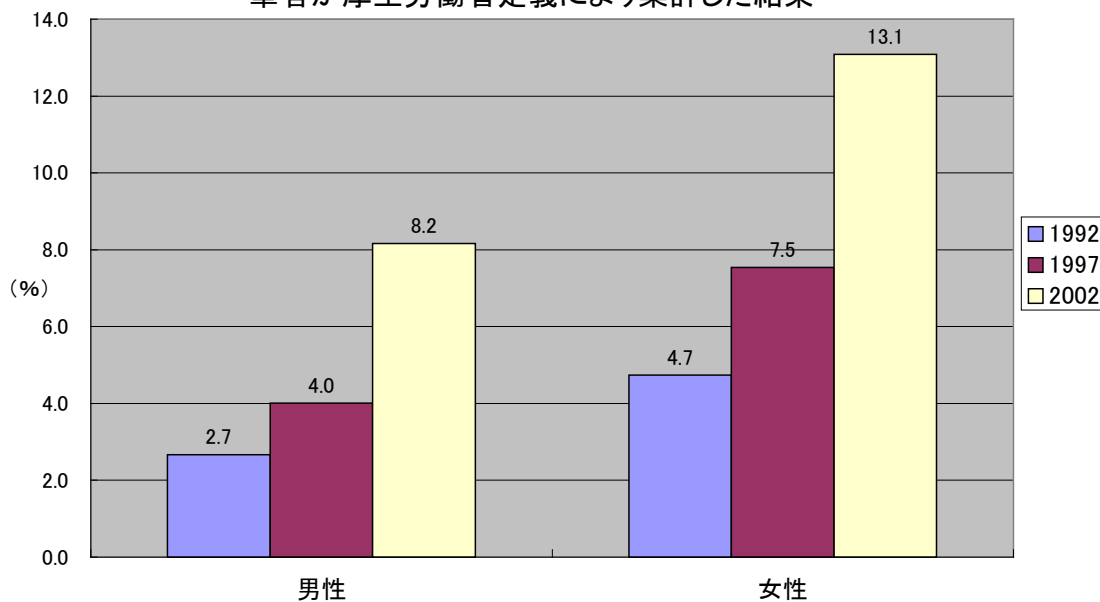
尚、厚生労働省(2009)・内閣府(2003)のフリーター数の集計方法詳細についてはいずれも公表されていないため、同じ条件であっても集計方法詳細は一致しない可能性がある。また、厚生労働省定義・内閣府定義のいずれにおいても、労働力状態別に見るために、フリーターを(1)有業型（有業者であるフリーター）、(2)失業型（無業者でかつ求職中であるフリーター）、(3)非労働力型（無業者で求職していないが就業希望のあるフリーター[15]）の 3 つに分類することとする。これは内閣府(2003)で、フリーターを「パート・アルバイト」、「失業者（求職中)」、「働く意志のある無職の人」の 3 区分に分けたフリーターの類型化に対応する。

まず、厚生労働省定義の集計結果から見る。これを先に示した厚生労働省(2009)の結果と比較したのが下記の図 3 である。

図 3　フリーター割合の推移（厚生労働省(2009)と厚生労働省定義の比較）

13 脚注 5 に同じ。
14 本稿では、「主婦」については「既婚で、かつ家事だけに従事しているか家事を主にしている男女」、学生については「在学中」の者と解釈して集計している。
15 この型のフリーターは普通、「ニート」の定義にも含まれる。

厚生労働省『労働経済白書』(2009) データ出典：総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997)、『労働力調査』(2002)
※数値は15～34歳人口全体に対するフリーターの割合（総務省統計局『労働力調査』(各年平均)より計算）

筆者が厚生労働省定義により集計した結果

	1992	1997	2002
男性	2.7	4.0	8.2
女性	4.7	7.5	13.1

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※数値は15～34歳人口全体に対するフリーターの割合

厚生労働省(2009)と厚生労働省定義の結果を比較すると、全体的に厚生労働省定義の方が厚生労働省(2009)よりフリーター割合が高い傾向が見て取れる。厚生労働省(2009)では1997 年と 2002 年の間でフリーターの定義の変更に加え、利用データも『就業構造基本調査』から『労働力調査』に変わっているため、厚生労働省定義との比較も 1997 年以前の結果と 2002 年の結果をそれぞれ検証していく。

始めに 1992 年・1997 年について考えたい。これらの年の集計は、厚生労働省(2009)で

も本稿で厚生労働省定義の集計に用いたのと同じ『就業構造基本調査』のデータを利用している。よってデータ出典の違いによる大きな差はないものとして[16]、定義の違いから数値の差を考える。まず、男性について見ると、1992年・1997年共に厚生労働省(2009)と厚生労働省定義の結果はほぼ一致することがわかる。しかしながら、厚生労働省(2009)と厚生労働省定義では定義が異なるので、互いの数値が一致するとは一般的には考えにくい。つまりこれは、定義の違いによるいくつかの影響が相殺されて偶然に数値が一致した可能性が高い。例えば、厚生労働省(2009)では1992年・1997年の集計には就業年数5年以上の者を含まないので、この分厚生労働省定義よりフリーター割合が少なくなっても良いはずである。しかし一方で、この調査年の厚生労働省(2009)の集計には男性について在学者が含まれてしまっているので、その分厚生労働省定義よりフリーター割合が多くなるはずである。また、これは全ての調査年に当てはまるが、厚生労働省定義には有業型フリーターに「パート・アルバイト」のみならず、全ての非正規雇用が含まれるので、その分は厚生労働省(2009)より高い値が出るはずである。このように、定義が異なるために起こり得る様々な影響[17]が互いに打ち消しあってこのような結果になったと考えられる。

一方、1992年・1997年の女性について厚生労働省(2009)と厚生労働省定義を比較すると、その差は男性より大きく、厚生労働省定義が1.6～2.3%高い4.7～7.5%である。この差の原因として考えられるのは、1つには厚生労働省(2009)では有業者については就業状態が「仕事を主にしている者」、無業者については「家事も通学もしていない『その他』の者」しか含まれないが、厚生労働省定義には「雇用者で、家事が主で仕事もしている者」や「無業者で、家事をしている非正規就業希望者」等も含まれることである。それに加え、男性と同様に有業者の雇用形態の制限が厚生労働省の方が広い（全ての非正規雇用を含む）こともある。この2つの要因はどちらも厚生労働省定義のフリーター割合を押し上げる影響があり、家事従事の影響は男性に比べ女性の方が大きいと予測できる。つまり、女性において厚生労働省定義の数値が高めに出るのはこれらの影響が大きいかもしれない。

次に、2002年の結果について考えたい。2002年は厚生労働省(2009)と本稿での集計（厚生労働省定義）で用いているデータが異なる。厚生労働省(2009)で用いている『労働力調査』と厚生労働省定義集計に用いた『就業構造基本調査』の違いでよく指摘されるのは、『労働力調査』では就業状態について「月末1週間の状況」を尋ねるのに対し、『就業構造基本調査』では「ふだんの状況」を尋ねるという点であり、月末1週間とふだんの状況が異なる場合、このような質問項目の違いが、異なる結果を生み出してしまう可能性がある。2002年の結果を見ると、男性では厚生労働省定義が厚生労働省(2009)より2.8%高い8.2%、女性では6.3%高い13.1%となっている。厚生労働省(2009)の2002年のフリーターの定義は、それ以前のものより厚生労働省定義に近い。異なる点は1997年以前と同様に、就業状態が

---

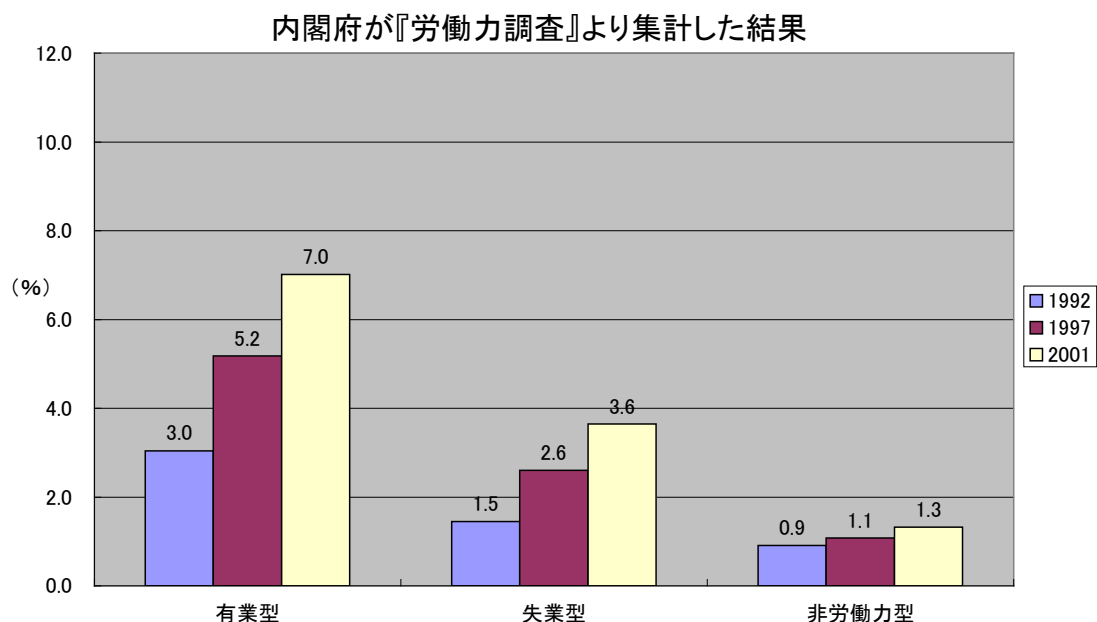
16 本稿で集計に用いた『就業構造基本調査』個票データは、個人情報秘匿処理済みの一部のデータであり、厳密に厚生労働省(2009)で用いられたものと一致するわけではない。

17 その他、厚生労働省定義には、非正規雇用希望であれば、『家事をしている』等のあらゆる状態の無業者も含む」という特徴がある。ただし男性の場合、家事従事者の影響はそれほど大きくないと考えられる。

「仕事を主にしている者」、無業者については「家事も通学もしていない『その他』の者」しか含まないといった点や、有業者の雇用形態が「パート・アルバイト」に限られている点である。一般的に家事従事者は女性に多いため、特に就業状態の制限の違いの影響は女性に強く現れる可能性が高い。

両調査を通じての共通点としては、1992 年・1997 年・2002 年で男女ともにフリーター割合が増加している点と、男性より女性の方がフリーター割合が高いということである。特に厚生労働省(2009)の男性については次のようなことがいえる。1997 年以前と 2002 年の定義では在学者の影響が他の影響に比べ大きいと予想され、1997 年以前の数値が過大評価されている可能性が高い。つまり、厚生労働省(2009)の集計結果で男性においては、1997 年から 2002 年にかけてのフリーター数の増加は実質的にはより大きいと予測される。よって、厚生労働省(2009)での 1997 年から 2002 年にかけてのフリーター割合の上昇は実質的にはもっと大きくなり、厚生労働省定義の集計結果と似た傾向となると考えられる。

続いて、下記の図 4 で内閣府(2003)と「内閣府定義」の比較を行う。尚、内閣府(2003)では男女別のデータが得られなかったため、ここでは内閣府(2003)に沿って 3 つに類型化したフリーターの割合を示し比較することとする。

図 4　フリーター割合の推移（内閣府(2003)と内閣府定義の比較）

内閣府『国民生活白書』(2003) データ出典：総務省統計局『労働力調査』(各年)

※数値は15～34歳人口全体に対するフリーターの割合　総務省統計局『労働力調査』(各年平均)より計算

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※数値は15～34歳人口全体に対するフリーターの割合

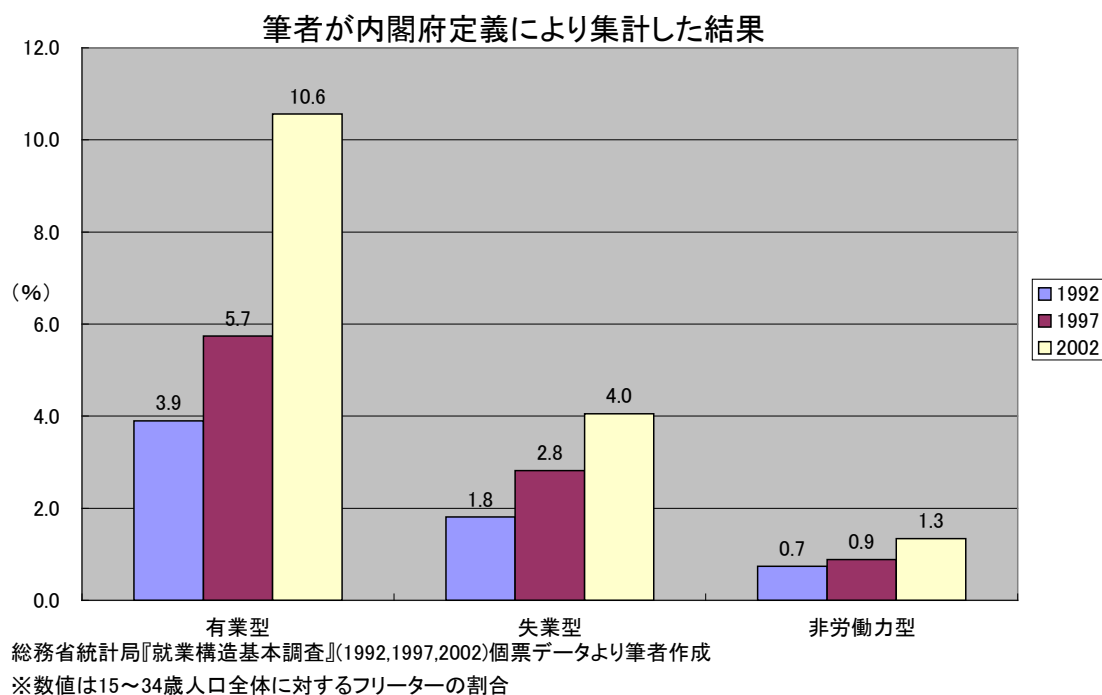



図 4 から読み取れるように、有業型と失業型では内閣府(2003)のより内閣府定義のフリーター割合の方が高い。一方、非労働力型ではほぼ違いが見られないか、内閣府定義の方がやや低い値を取っている。内閣府(2003)と内閣府定義は定義の上では同じなので、この差はデータ出典の調査とその集計方法の違いだと考えられる。内閣府(2003)では全ての年で『労働力調査』を用いており、『就業構造基本調査』を利用した内閣府定義集計とは隔たりがある。

2.1.3. 集計結果の定義による比較

本項では厚生労働省定義と内閣府定義を比較することで、改めて「定義の違いがフリーター割合にどう影響するのか」を考えたい。先にも述べたがデータの違いや定義の変更等の影響があるため、厚生労働省(2009)と内閣府(2003)を単純に比較することでは、定義の違いがどのようにフリーター割合を変化させるのかを見ることは困難である。よって、厚生労働省(2009)・内閣府(2003)と厚生労働省定義・内閣府定義）によるフリーター割合を比較し、定義による違いがもたらす影響を探る。厚生労働省定義と内閣府定義の集計はいずれも完全に同一の『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データから行っており、データの違いによる影響がないため定義間の比較に有効である。

図 5　厚生労働省定義と内閣府定義の比較（男女・類型別）

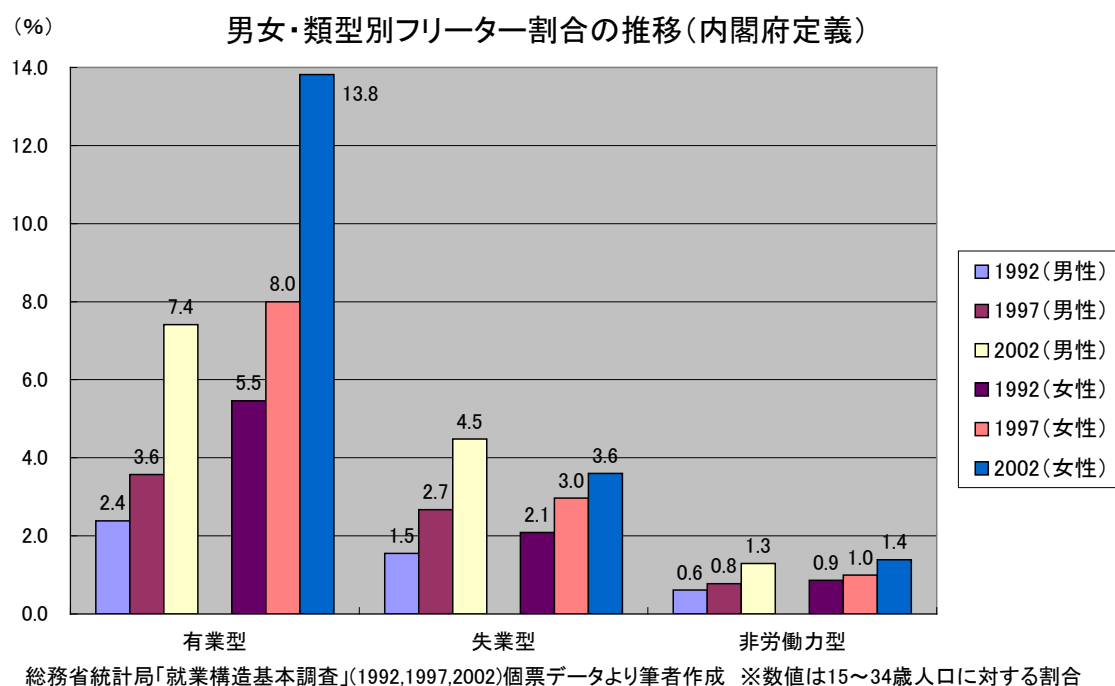
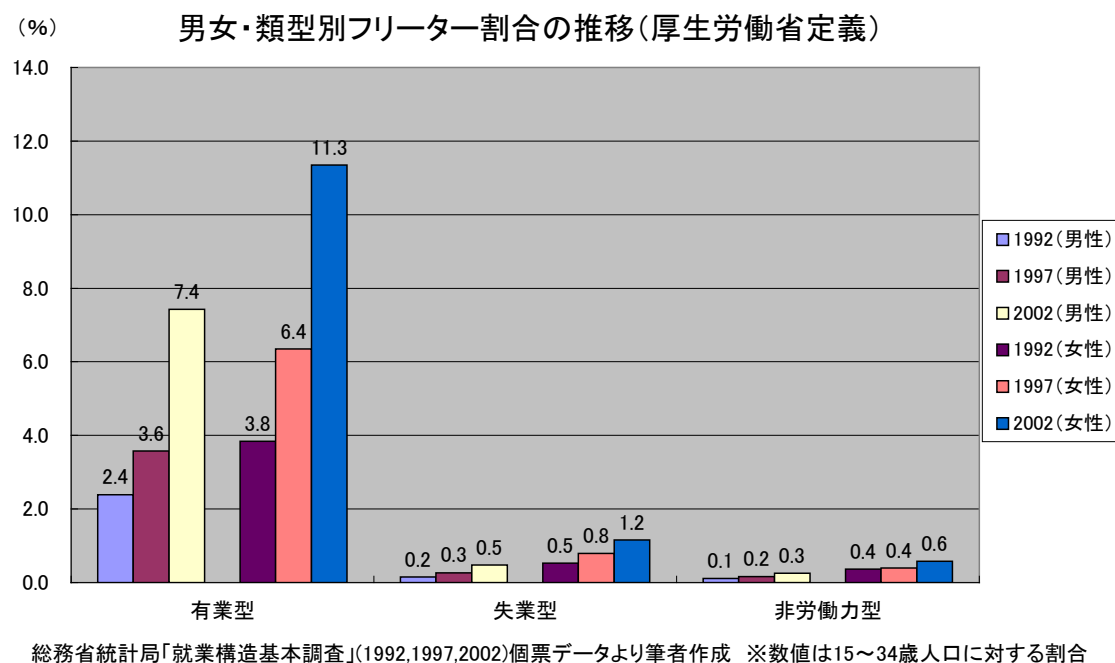



図 5 は、若年人口に対するフリーター割合の推移を、フリーターの定義・類型別に表したものである。厚生労働省定義・内閣府定義のいずれでも、有業型・失業型・非労働力型の 3 つの型の中で、最も人口に占める割合が高いのは、有業型フリーターであり、有業型の増加がフリーターの増加を押し上げていることがわかる。特に厚生労働省定義では、有業型フリーターがフリーター全体に占める割合が内閣府定義のそれよりかなり高くなっ

ている。これは厚生労働省定義で有業型のフリーターが特に多いからというよりは、内閣府定義で失業型や非労働力型のフリーターが厚生労働省定義に比べ多いためである。

類型別に詳しく比較を行う。まず有業型では、男性では厚生労働省定義と内閣府定義の間で、フリーター割合に明確な差異は見られない。正確に言えば、内閣府定義では「主夫」（既婚で家事のみをしている、あるいは既婚で家事を主にしている男性）はフリーターに含まれないため、内閣府定義の方がやや男性の有業型フリーターが少なくなっているのだがその差は僅か 0.01%程度であり、図 5 で確認できる規模ではない。一方、女性の有業型は、厚生労働省定義より内閣府定義の方が数%高い。これは、厚生労働省定義では既婚者は無条件でフリーターの定義から外れていたのに対し、内閣府定義では既婚で家事以外のことを主にしている女性（例えば、「主に仕事をしている」など）もフリーターになり得るためと思われる。

次に失業型だが、男女とも最も大きく定義間の違いが表れている。例えば、厚生労働省定義では 2002 年時点でも男性で僅か 0.5%、女性で 1.2%である失業型フリーターの割合だが、内閣府定義では 2002 年男性で 4.5%、女性で 3.6%とかなり開きがある。この原因は、厚生労働省定義では就業希望形態は非正規雇用に限られていたが、内閣府定義では就業希望形態に関わらず全ての就業希望者がフリーターになり得る。特に、失業者の希望雇用形態の中で最も高い割合を占めるのは「正規の職員・従業員」であるので、正社員として就業希望の人を含めたために、内閣府定義では失業型のフリーター割合が大きく算出されたと思われる。

最後に、非労働力型だが、これも失業型ほどの開きはないものの、基本的には失業型と同じ傾向が見られる。つまり、希望雇用形態の制限がないことによって内閣府定義での非労働力型フリーター割合が厚生労働省定義より高く出るのである。

2.2. フリーターの属性

前節では、厚生労働省定義・内閣府定義と、定義によるフリーター割合の違いを見てきた。それでは、これらの「フリーター」にはどういった社会的属性（例えば学歴など）を持った人々が多いのだろうか。また、有業フリーターについては、雇用形態や所得などの労働的属性はどのようになっているのだろうか。本節ではこれらの疑問に応えるため、集計結果を元に更に詳しくフリーターの現状を分析していく。

尚、前項で比較してきた厚生労働省定義のフリーターと内閣府定義のフリーターは、重複する層がほとんどである。よってこれ以降の分析は、全て厚生労働省定義で集計したフリーターのデータを扱うものとする。

2.1.3.では、フリーターのうち最も多い類型は有業型であり、有業型の増加がフリーターの増加に直結していることがわかった。それでは、有業型の中ではどのような雇用形態の割合が高いのだろうか。あるいは、特定の雇用形態が急激に増加しているといったことは

あるのか。その結果を見たのが、下記の図 6 である。

図 6　有業型フリーターに占める雇用形態別割合

総務省統計局「就業構造基本調査」(1992,1997,2002)個票データより筆者作成

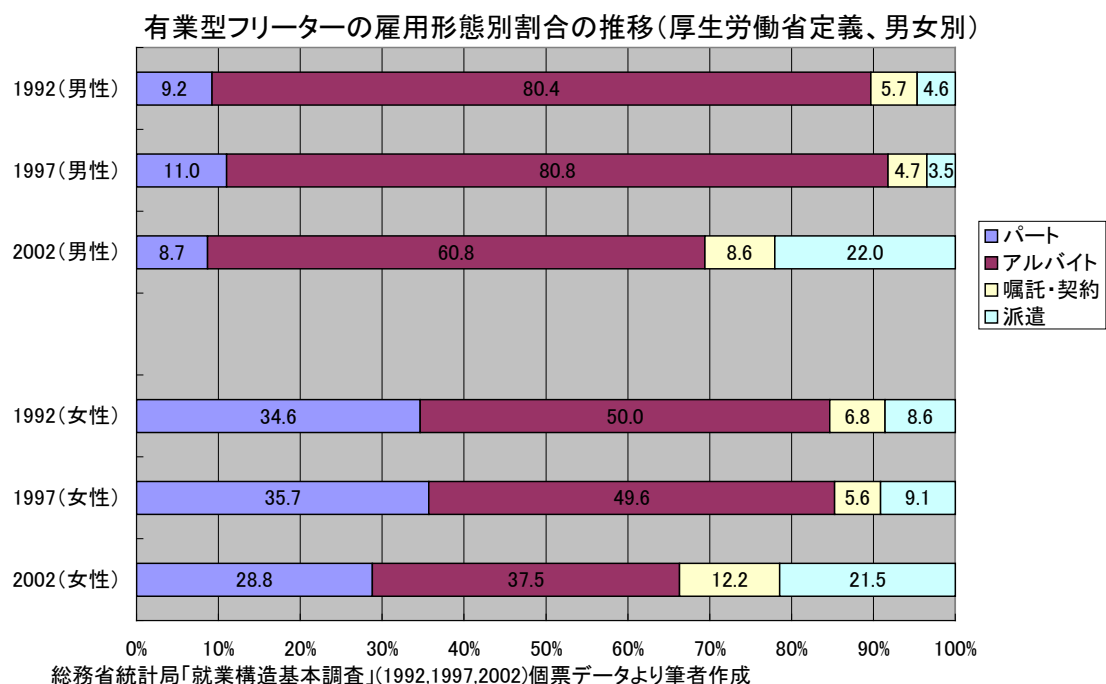



図 6 からわかるように、フリーターで最も多い雇用形態は、男女ともに「アルバイト」である。男女別に詳しく見ると、男性では 1992 年・1997 年までは「アルバイト」が有業型フリーターの雇用形態の 8 割を占め、次いで多い「パート」と合わせるとおよそ 9 割を占めていた。厚生労働省(2009)でのフリーターの定義が、有業型の雇用形態を「パート・アルバイト」に絞っていたのも、こうした経緯があったからだと思われる。ところが、2002 年にはそれまで有業型フリーターの 5%にも満たなかった「派遣」が 22.0%にも伸び、結果として有業型フリーターに占める割合が 60.8%となった「アルバイト」に次ぐ位置となった。また、「パート」の割合は 8.7%とそれほど減少は見られないが、「嘱託・契約[18]」も 1997 年の 4.7%から 2002 年には 8.6%に伸び、「パート」と並ぶ規模となった。1997 年から 2002 年に掛けての「派遣」の割合の劇的な伸びは、1999 年に労働者派遣法が改正され派遣業種制限が大幅に緩和されたのを受け、派遣での雇用が拡大した影響と思われる。次に、女性であるが、女性は「アルバイト」の割合が男性ほど多くはなく、1992 年でも 50.0%である。女性の場合、「アルバイト」に次ぐのが「パート」であり、同年では 34.6%と有業型フリーターの 3 分の 1 以上の割合を占めていた。残りの 15%ほどが「嘱託・契約」と「派遣」であるが、これらの傾向は 1997 年でもほぼ変化がない。しかしながら 2002 年には、やはり男性と同じように、「派遣」が有業型フリーターに占める割合が 1997 年の 9.1%から 2 倍以上も伸び 21.5%となった。「嘱託・契約」も 2002 年には有業型の女性フリーターの 10%を

---

[18] ここでは「嘱託・契約」としているが、これは総務省統計局『就業構造基本調査』においては 1992 年・1997 年の調査の「嘱託など」、2002 年の調査の「契約社員・嘱託」にそれぞれ対応する。

超え、結果として「パート」「アルバイト」の割合が相対的に減少した。

しかしながら、図 3 や図 5 で見たように、フリーター（厚生労働省定義）が若年人口に占める割合は、1992 年から 2002 年にかけて増加している。よって、フリーターに占めるある雇用形態の割合が減少していたとしても、それが必ずしもその雇用形態の仕事に従事するフリーター数が減少しているということには繋がらない。例えば、「パート」と「アルバイト」について考える。有業型フリーターのうち、雇用形態が「パート」又は「アルバイト」の人の割合は、男女ともに 2002 年には 1992 年と比べ 20%ほどの減少が見られる。それでは実際に、「パート」「アルバイト」という雇用形態で働くフリーター数は減少しているのだろうか。

図 7　雇用形態別フリーターの割合の推移

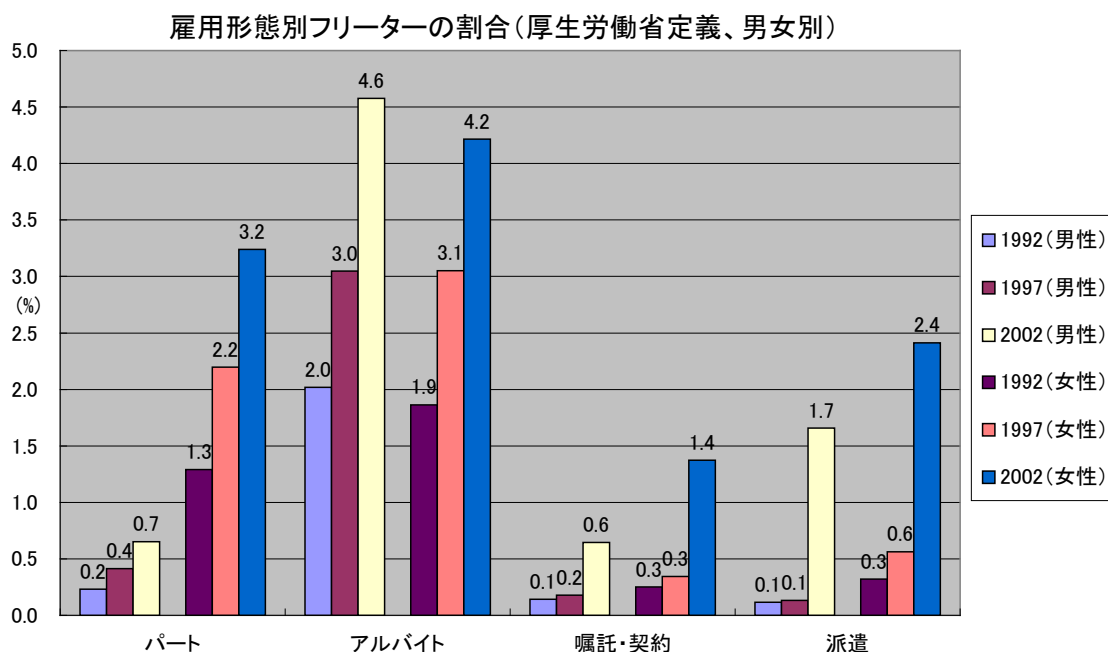
雇用形態別フリーターの割合（厚生労働省定義、男女別）

総務省統計局「就業構造基本調査」(1992,1997,2002)個票データより筆者作成　※数値は15～34歳人口に対する割合

図 7 は、雇用形態別のフリーターが若年人口に占める割合の推移を見たものである。一見してわかるのは、「パート」「アルバイト」も含め、全ての雇用形態のフリーターの割合が増加していることである。その中でも特に、「派遣」フリーターの割合は 1992 年から 2002 年にかけて男性で約 17 倍（0.1%→1.7%）、女性で 8 倍（0.3%→2.4%）にも増加している。ゆえに、有業型フリーターの増加は全ての雇用形態のフリーターの増加により起きているが、特に「派遣」の増加が著しいため、有業型フリーターの雇用形態別割合で見ると「パート」「アルバイト」の割合が減少しているように見える（図 6）。

ところで、このように有業型フリーターの割合や、その雇用形態が変化していく中で、有業型フリーターの所得にはどのような変化があったのだろうか。下記で、有業型フリー

ターの所得階級別割合とその推移を見ていく。

図 8　有業型フリーターの所得階級別割合の推移

総務省統計局「就業構造基本調査」(1992,1997,2002)個票データより筆者作成

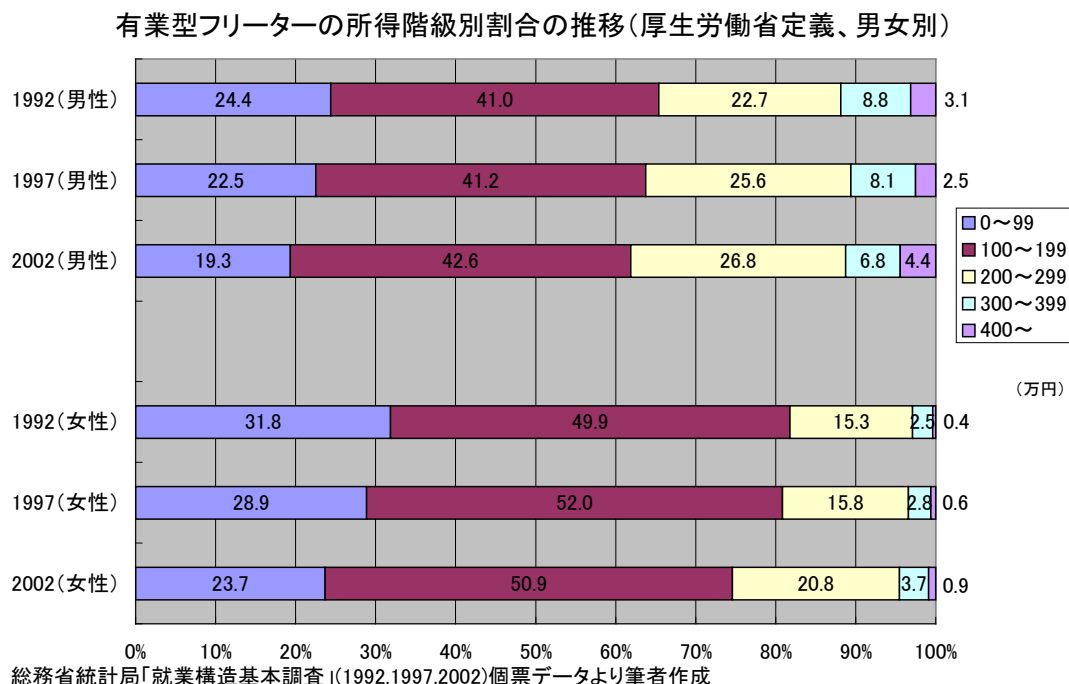



図 8 で見るように、有業フリーターの少なくとも過半数は年間所得が 2,000,000 円未満である。特に女性の所得は少なく、1992 年・1997 年では年間所得 2,000,000 円未満の人が、有業フリーターの約 8 割を占めてきた。年間所得が 4,000,000 円以上の人は、有業フリーターのうち、男性で数%、女性に至っては 1%にも満たない数値で推移している。所得階級別割合の推移を注目すると、低所得の割合が微減、中・高所得の割合が微増してはいるものの [19]、依然として所得が 2,000,000 円未満のフリーターが大多数であることに変化はない。更に詳しく述べれば、年間所得が 1,490,000 円未満のフリーターが過半数である [20]。このことを考慮すると、フリーターの中には自身の所得だけで生計を立てていくことが困難な層も一定割合存在すると予測される。しかしながら、これらの層の全てが単独で生活しているわけではない。この事実が覗えるのが下記に示す「世帯所得」と「世帯主との続柄」である。

---

19 ただし、フリーターの労働時間の増加が所得の増加に繋がっている可能性もあり、所得の増加は必ずしも時間当たりの給与の上昇を意味しない。

20 総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997)個票データより集計。2002 年についてはフリーターの約 49%が年間所得が 1,490,000 円未満。

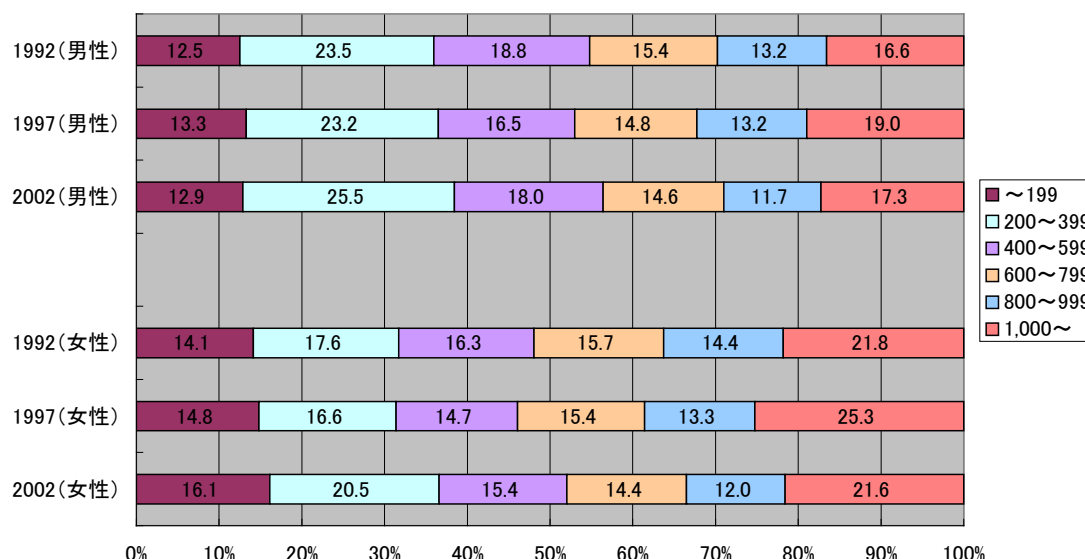
図 9　有業型フリーターの世帯所得階級別割合（厚生労働省定義、男女別）

総務省統計局「就業構造基本調査」(1992,1997,2002)個票データより筆者作成

図 9 は、有業型フリーターの世帯所得別割合である。2002 年の有業型フリーターでは、個人所得が 2,000,000 円未満の人の割合は男性で 61.9%、女性で 74.6%となっていたが、世帯所得で見ると 2,000,000 円未満の人の割合は男性で 12.9%、女性で 16.1%である。世帯所得は個人所得を下回ることはないので、世帯所得が 2,000,000 円を下回るフリーター（男性で 12.9%、女性で 16.1%）は個人所得が 2,000,000 円を下回るフリーター（男性で 61.9%、女性で 74.6%）の一部から構成されると予測できる。つまり、残りの男性有業型フリーターの 49.0%と女性有業型フリーターの 58.9%は、本人の所得以外に他の世帯構成員の収入があるということになる。例えば、低所得のフリーターが親の収入に頼って生活しているといった状況がこのケースに当たる。同様に、有業型フリーターでは、個人所得が 4,000,000 円を超える人の割合は男性で 4.4%、女性で 0.9%であるが、世帯所得で見ると男女とも有業型フリーターの約 6 割が世帯所得が 4,000,000 円超である。これも世帯所得が 4,000,000 円超のフリーターの多くが、他の世帯構成員の収入があることを覗わせる。

以上の結果から、多くの有業型フリーターが本人の所得以外に他の世帯構成員の収入があるという状況がわかった。このことは即ち、フリーターの多くが単身世帯ではなく家族など他の世帯構成員と同居しているという可能性を示唆する。有業型フリーターの世帯の状況を見るために、以下に有業型フリーターの「世帯主との続柄」について示す。

表 1　フリーター（厚生労働省定義）の続柄別割合（各上位 2 つ、単位：%）

	男性		女性	
	世帯主	子	世帯主	子
フリーター（有業型）				
1992	27.3	67.4	18.6	75.8
1997	30.0	64.9	20.4	73.8
2002	31.4	63.2	23.7	70.8
フリーター（全体）				
1992	25.4	69.1	17.6	76.3
1997	28.7	66.1	19.5	74.9
2002	29.8	64.7	23.0	71.2

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成

表 1 で有業型フリーターの「世帯主との続柄別割合」を見ると、有業型フリーターの続柄で最も高い割合を占めるのは「子」である。つまり、他の世帯構成員と同居している有業型フリーターの多くが、「子」として親と同居をしているという実態がわかる。つまり、自身の所得のみで生活することの困難なフリーターの多くが、親と同居することで居住費等の生活に必要な費用を補っている可能性がある。

2.3. コーホート分析

2.1.では各調査年度における若年人口に対するフリーター数の割合とその推移を見てきた。しかしながらそれだけでは、世代特有の性質がある場合の影響を取り除くことや、年齢推移とともにフリーターの割合がどのように変化していくのかを見ることは難しい。よって本節では、生年階級・男女別で括ったコーホートの分析を考えたい。

フリーターのコーホート分析の先行研究としては小杉(2002)がある。小杉(2002)では、総務省統計局『就業構造基本調査』(1982,1987,1992,1997)を利用し、男女別・生年階級別のコーホートで括った [21]フリーターの年齢推移に伴うフリーター率の推移を見ている。尚、ここでの「フリーター」の定義は「年齢は 15～34 歳、在学しておらず、女性については配偶者のいない者に限定し、①有業者については勤め先における呼称が「パート・アル

[21] ただし『就業構造基本調査』は調査対象者が年度により異なるため、同一人物から構成されるコーホートを追ったものではなく、性別・年齢という同じ属性により括られた擬似コーホートを用いている。

バイト」である雇用者、②現在無業者については家事も通学もしておらず「パート・アルバイト」の仕事を希望する者」としており、先に述べた厚生労働省(2009)の 2002 年以降の集計で用いられたフリーターの定義と等しい。また、「フリーター率」とは「年齢は 15～34 歳に限り、在学しておらず、女性は無配偶の者で役員を除く雇用者」に占めるフリーターの割合を指す。

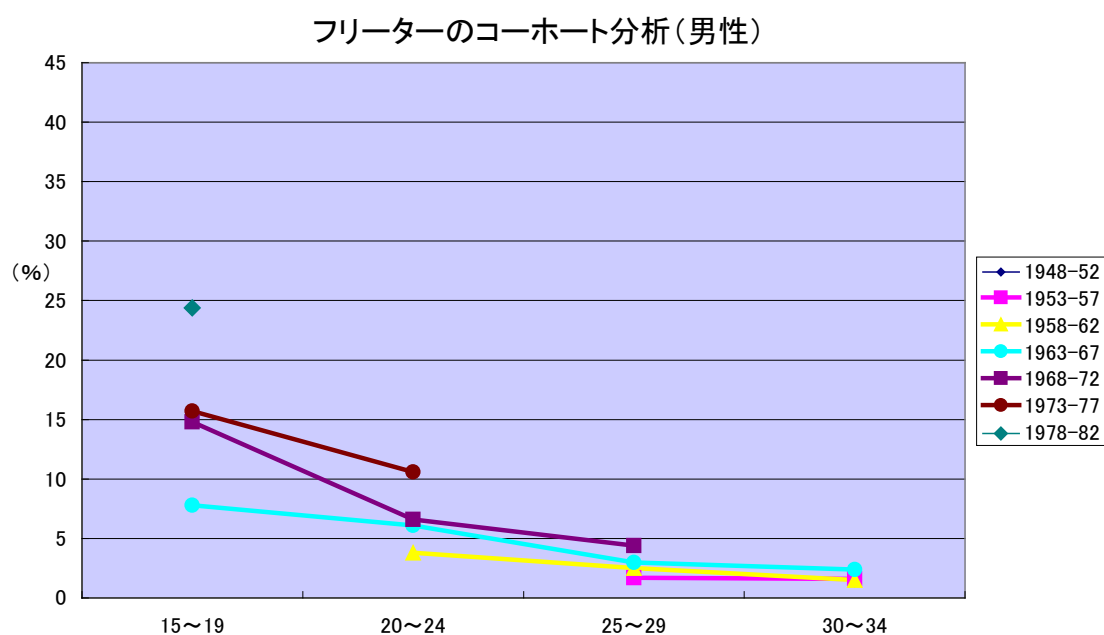
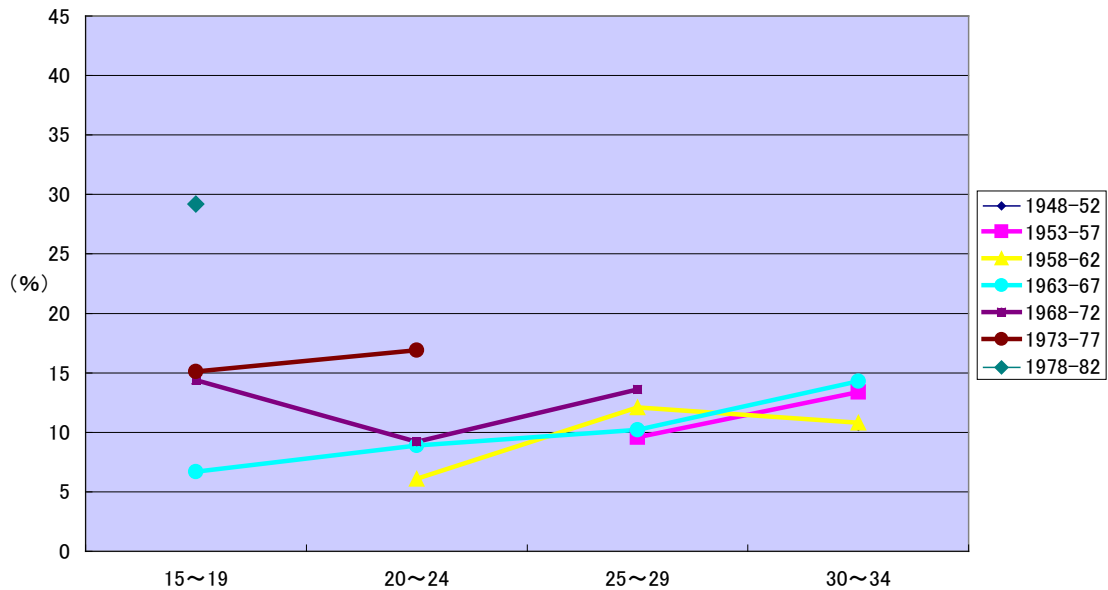
図 10　小杉(2002)での男女別・生年階級別フリーター率の推移

小杉[2002]p.28・表1-6より作成　（データ出典）総務省統計局「就業構造基本調査」(1982,1987,1992,1997)

小杉[2002]p.28・表1-6より作成 （データ出典）総務省統計局「就業構造基本調査」(1982,1987,1992,1997)

図 10 を見ると、男女でコーホート別のフリーター率の推移はその特徴が異なることがわかる。男性では、各年齢時点で生年階級別のフリーター率を比較すると、後に生まれた世代ほどフリーター率が高くなる傾向がはっきり見られる。例えば 15～19 歳時点を見ると、1963～1967 年生まれの階級ではフリーター率は 7.5%であるのに対し、1978～1982 年生まれの階級では 24.4%と 3 倍以上の開きがある。また、男性では全ての生年階級で年齢推移とともにフリーター率の低下が見られる。この低下は、特に 15～19 歳階級から 20～24 歳階級、20～24 歳階級から 25～29 歳階級へ移行する際に大きく現れる。この理由として考えられるのは、在学者の影響である。フリーター率の算出の際の母集団は卒業者に限られるため、多くの在学者が含まれるであろう 15～19 歳階級・20～24 歳階級では必然的に母集団が小さくなり、結果としてこれらの年齢階級時点においてはフリーター率が過大評価されている可能性がある。よって 15～19 歳階級から 20～24 歳階級、20～24 歳階級から 25～29 歳階級へ移行する際のフリーターの減少率は、実質的にはもっと小さくなると思われる。

女性の生年階級別フリーター率の推移については、男性に比べより複雑である。15～19 歳時点では、後に生まれた世代ほどフリーター率が高くなっているのが認められるもの、以降の推移は必ずしも生年階級の順序に従わない。15～19 歳階級から 20～24 歳階級へ移行する際の変化を見ると、1968 年～1972 年生まれ階級ではフリーター率は低下している。この原因としては、男性と同様に在学者の影響が考えられる。ところが、そのすぐ後の生年階級である 1973 年～1977 年生まれの階級では、同様の影響が考えられるにも関わらず 15～19 歳階級から 20～24 歳階級へ移行する際にフリーター率が上昇している。これはいわゆる「就職氷河期」の影響の可能性が考えられる。また、1963～1967 年生まれの階級で

は大学への進学率が伸び始めた時期と重なるため、20～24 歳における在学者数が増えたことにより 20～24 歳時点でフリーター率が過大評価された可能性が考えられる。20～24 歳の階級以降は、いずれもフリーター率の上昇が見られる。この理由としては、フリーター率を算出する母集団に既婚女性を含まないため、年齢推移とともに既婚女性が増加しフリーター率が過大評価されている可能性が考えられる。

図 10 から、コーホート分析についての先行研究を示したが、これらは男女間でフリーター率を算出するための母集団が異なるため、男女間のフリーター率の比較をすることが困難である。そこで下記に、『就業構造基本調査』個票データを使って集計した、男女・生年階級別を示す。フリーター率を算出するための母集団は、男女ともに「15～34 歳の卒業者」と条件を等しくする。

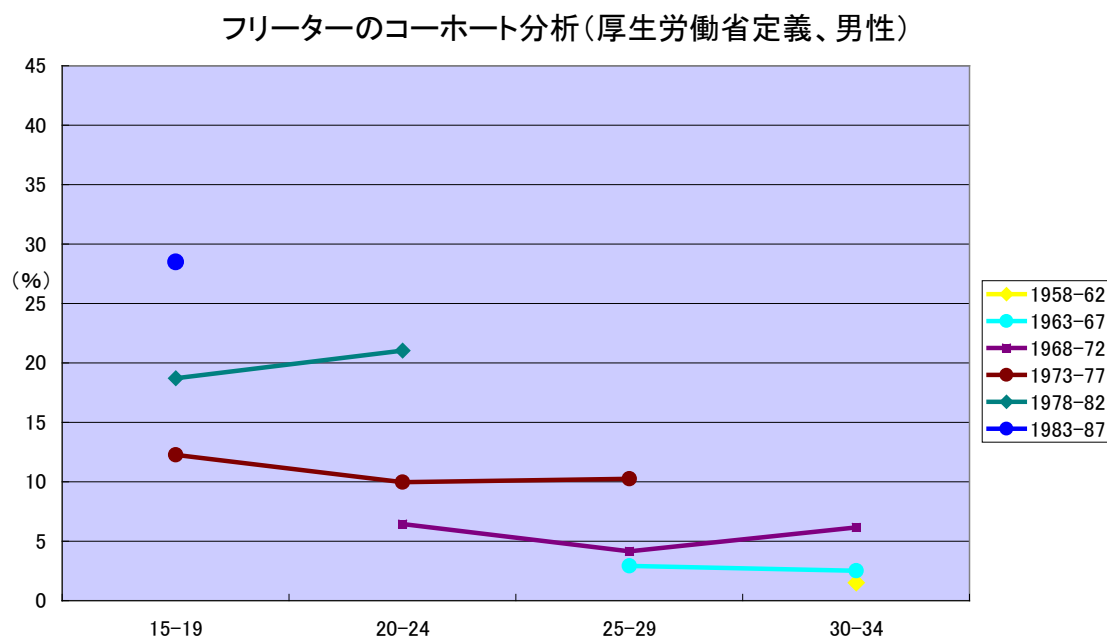
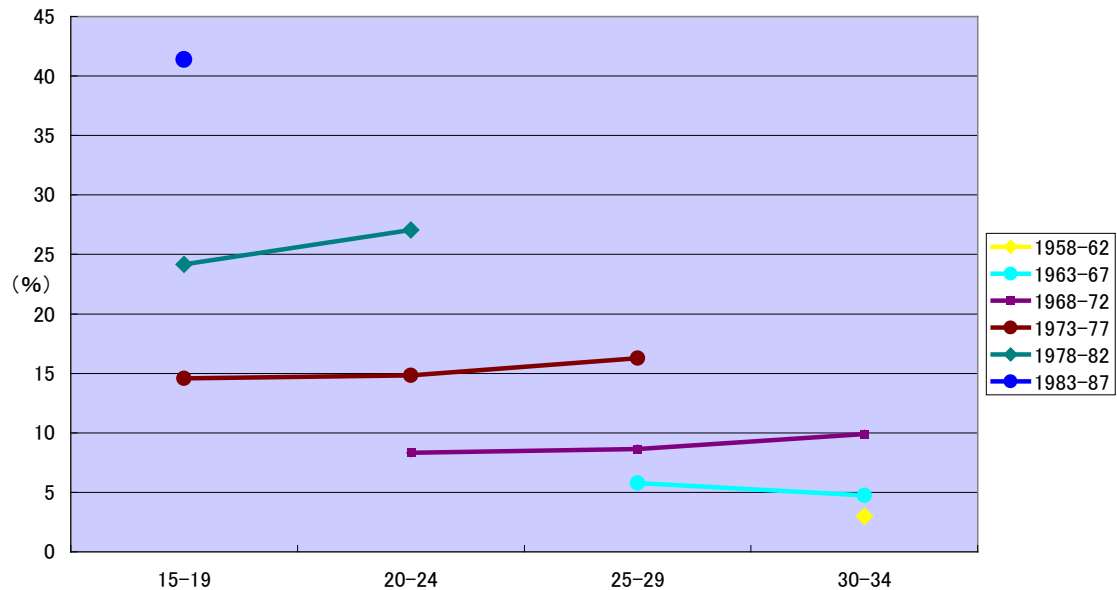
図 11　男女別・生年階級別フリーター率の推移（厚生労働省定義、男女別）

総務省統計局「就業構造基本調査」(1992,1997,2002)個票データより筆者作成

図 11 は男性については、小杉(2002)で行っているコーホート分析と同様の分析を『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データから行ったものである。男性では 15～19 歳時点でのフリーター率が、小杉(2002)より数%低めに出ている。これは 15～19 歳階級の卒業者人口が他の年齢階級より小さいため、データの違い [22]による誤差が出やすいためかもしれない。その他の年齢階級では男性についてはほぼ小杉(2002)の結果と同じになる。小杉(2002)には 2002 年の調査のデータはないが、今回の集計で 2002 年にはいずれの世代でもフリーター率が上昇しているという結果となった。

次に、女性については 25～29 歳階級、30～34 歳階級のフリーター率で、明らかに小杉(2002)でのフリーター率との乖離が見られる。これは、フリーター率を算出する母集団を小杉(2002)では「15～34 歳の卒業者で未婚」としていたのをここでは単に「15～34 歳の卒業者」とし母集団の人口が増えたため、フリーター率が過小評価されるようになったことが原因と思われる。年齢が高くなるほどこの乖離も大きくなっているのは、既婚者は年齢が上がるほど増えると想定されるからである。

また、小杉(2002)ではコーホート分析を行うのと同時に、学歴によりフリーター率が異なることも指摘している。小杉(2002)からフリーターの学歴別フリーター数を示す。

[22] 脚注 16 に同じ。

表 2　小杉(2002)の学歴別フリーター率の推移

（%）

	男性				女性			
	1982	1987	1992	1997	1982	1987	1992	1997
小学・中学	4.3	9.1	12.3	15.6	12.9	27.2	32.1	42.4
高校・旧中	2.4	4.4	4.9	7.2	6.5	10.7	11.1	20.0
短大・高専	2.2	3.3	3.1	5.1	7.3	8.2	6.9	12.1
大学・大学院	1.2	1.4	1.4	2.7	8.0	8.9	6.8	9.6

小杉[2002]p.28・表1-6より作成　（データ出典）総務省統計局「就業構造基本調査」

小杉は、学歴別のフリーター率の特徴として①学歴の低い層においてフリーター率が特に高くなっている（1997 年の女性の「小学・中学」学歴の者では約 4 割がフリーターになっている）、②学歴の低い層でフリーターになりやすいという傾向が近年になってより強くなり、低学歴層・女性がフリーターにならざるを得ない状況が生じている、と分析している。学歴構成については①フリーターには高卒者が最も多く半数を占めている、②「高校・旧中」学歴の他は、男性は「小学・中学」学歴が、女性は「短大・高専」学歴が多くなっている、と指摘している（小杉,2002）。

フリーターの学歴構成について、『就業構造基本調査』個票データから集計した詳細な結果を表 3 に記す。また、比較対象として、ここでは 15～34 歳の卒業者の学歴構成も併せて示す。

表 3　フリーターの学歴構成（厚生労働省定義、男女別）

（%）

フリーター（厚生労働省定義）						
	男性			女性		
	1992	1997	2002	1992	1997	2002
中学校卒	23.5	19.9	17.2	14.2	10.2	9.5
高校卒	57.5	56.0	51.6	53.6	51.9	46.3
短大・高専卒	8.3	10.3	13.4	24.5	29.1	31.0
大学・大学院卒	10.7	13.8	17.7	7.7	8.9	13.2
卒業者（15～34歳）						
	男性			女性		
	1992	1997	2002	1992	1997	2002
中学校卒	9.6	9.2	9.2	5.8	5.3	5.7
高校卒	53.0	50.6	46.6	53.7	49.0	42.1
短大・高専卒	10.4	12.4	14.4	30.4	33.7	36.0
大学・大学院卒	26.9	27.9	29.7	10.0	12.0	16.2

総務省統計局「就業構造基本調査」(1992,1997,2002)個票データより作成

表 3 に示すフリーターの学歴構成は、小杉(2002)での集計結果と概ね等しい。卒業者全体では男性で 9.2%、女性で 5.7%に過ぎない中学卒の割合が、フリーターでは男性で 17.2%、

女性で 9.5%を占めており、フリーターには卒業者全体と比べて低学歴者の割合が多いことがわかる。高校卒の割合も男女とも卒業者全体よりフリーターの方が高く、逆に大学・大学院卒の割合はフリーターの方が低い。つまり、フリーターの学歴構成は、15～34 歳の卒業者全体に対し、低学歴の割合が高く高学歴の割合が低いということになる。

このように、フリーターの学歴構成に大きな特徴があり、学歴別のフリーター率が異なることを考えると、フリーター率の推移についても学歴別に見ていくことが必要である。よってここからは、フリーターを生年階級・性別・学歴ごとに括ったコーホートの年齢推移に伴うフリーター率の変化を見ていく。尚、ここでのフリーター率は「生年階級・性別・学歴別コーホートの中の卒業者に対するフリーター数の割合」とする。

図 12　生年階級・学歴別フリーター率の推移（男性）

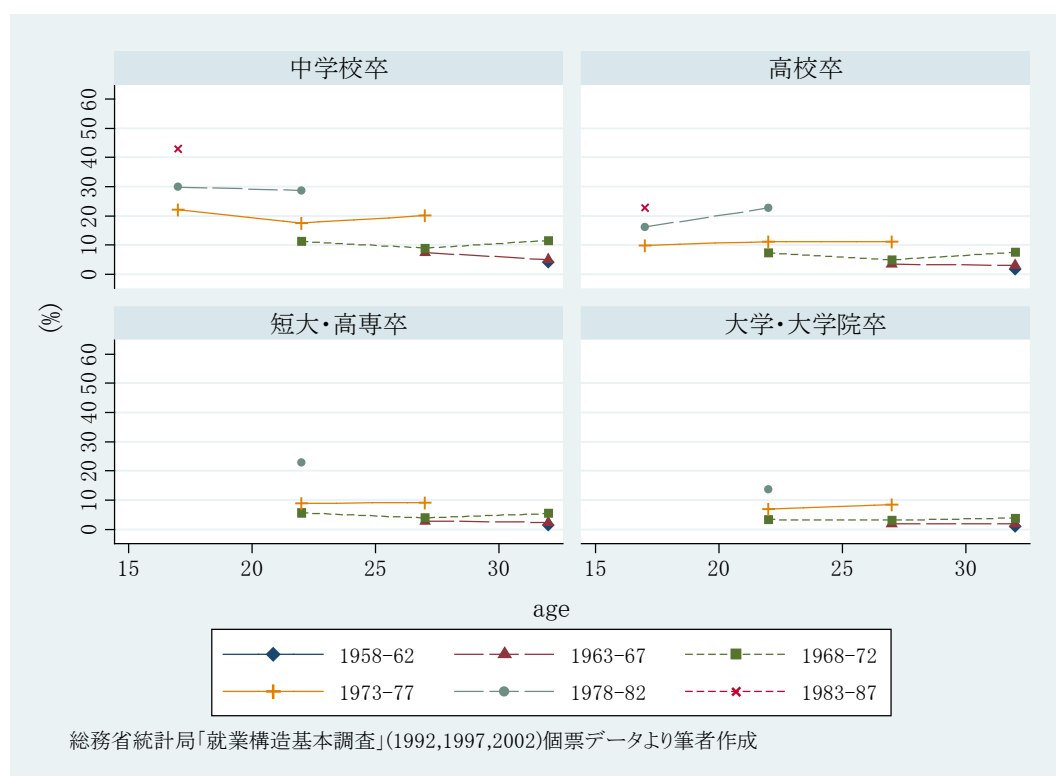



図 13　生年階級・学歴別フリーター率の推移（女性）

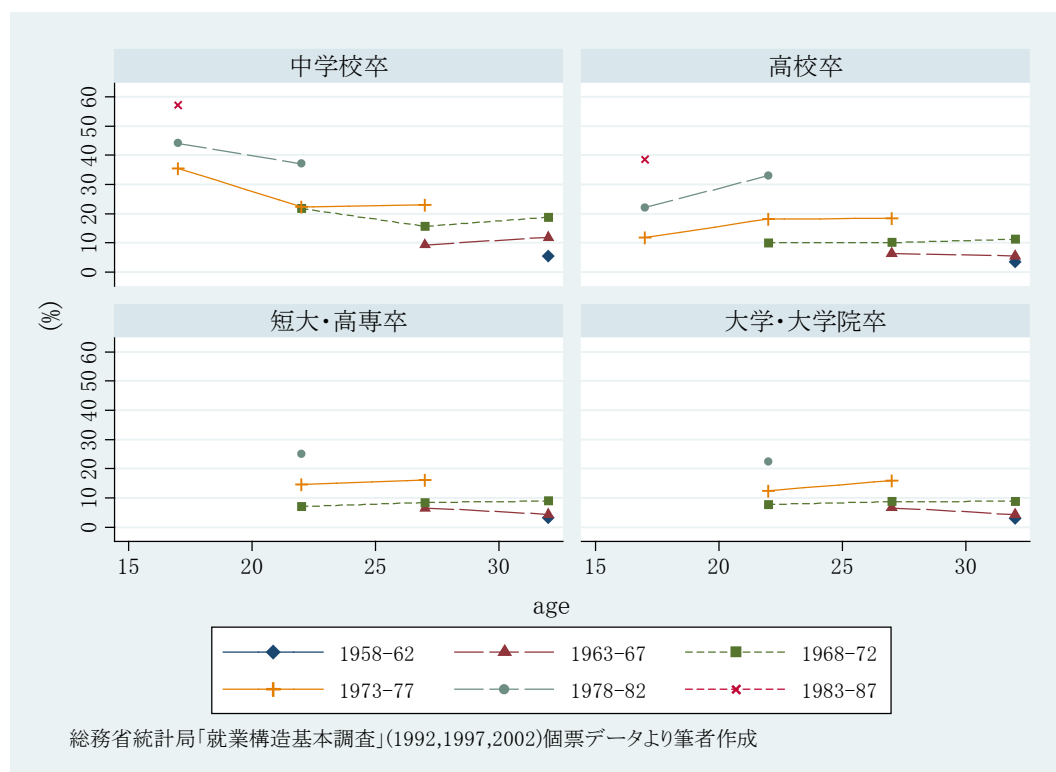



図 12・図 13 を見ると、フリーター率とその年齢に伴う推移は学歴により異なることがわかる。男性では高校卒、短大・高専卒、大学卒では、1973～1977 年生まれの階級までは、規模・推移ともに、違いはほとんど見受けられなかった。しかし、1978～1982 年生まれの階級が 20～24 歳である時には、大学･大学院卒ではフリーター率が 10%強であるのに対し、高校卒、短大・高専卒のフリーター率は 20%強と、その割合には 10%程もの開きがある。男性・中学校卒では、年齢変化によるフリーター率の推移はほとんど見られないが、各年齢時点で比較すると後の世代ほどフリーター率が高くなるという特徴が顕著に表れている。例えば、15～19 歳時点での、1973～1977 年生まれの階級と 1978～1982 年生まれの階級ではフリーター率の差は 10%弱、1978～1982 年生まれの階級と 1983～1987 年生まれの階級では、10%を超える差がある。

女性も、短大・高専卒、大学卒の間ではフリーター率とその推移にほとんど違いが見られない。高校卒についても、フリーター率は 1968～1972 年生まれの階級以前はこれらのより高学歴の層とほぼ変わらなかった。しかし、1973～1978 年生まれの階級以降世代間の格差が少しずつ現れ始めた。例えば 1978～1982 年生まれの階級では 15～19 歳時点から 20～24 歳時点へ移行する際にもフリーター率の上昇が見られ、その結果 20～24 歳に達するときには、高校卒と短大･高専卒のフリーター率には 10%近く開きが出た（高校卒 30%強、短大・高専卒 20%強）。更に、女性・中学校卒を見ると、1973～1978 年生まれの階級以降は、15～19 歳時点で、約 60%がフリーターとなっていることがわかる。女性・中学校卒で

は、年齢推移とともにフリーター割合が下がる傾向も見られるが、それでも、15〜19 歳時点でフリーター率がおよそ 45%の 1978〜1982 年生まれの階級が 20〜24 歳に達する時、大学卒のフリーター割合が 20%強であるのに対し、中学校卒は 40%弱がフリーター状態と、15%以上も開きがある。

以上から、男女ともに、①後に生まれた世代ほど、フリーター割合が高くなる②高学歴者は比較的世代間のフリーター割合の増加が少ない、という 2 点のことがいえる。一方、男女で異なる点として、男性では中学校卒の層で、年齢推移に伴うフリーター割合の変化があまり見られないのに対し、女性の中学校卒の層では、年齢推移に伴いフリーター割合が減少しているという特徴がある。

2.4. プロビット分析

2.2.では、フリーターの世帯所得、続柄等の属性に関する特徴について述べた。しかしながら、属性の構成やその変化は、世代人口の違いや進学率等、外生的な要因によって影響を受けている可能性が高く、実質的な値を正確に捉えるのは難しい。そこで、本章では、これらの影響をコントロールし、「どういった属性を持っていればフリーターになる可能性が高いのか」ということについて検証するためにプロビット分析を行う。

具体的な検証の進め方としては、「男性・中学校卒フリーター」のように、フリーターを性別×学歴（中学校卒、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒）ごとに集計し、それぞれを「世帯主との続柄」、「年齢」、「世帯所得」の 3 つを説明変数にプロビット分析を行う。「世帯主の続柄」は、「世帯主」、「配偶者」等の複数のダミー変数により構成されている。詳細は下記の変数名一覧とその基本統計量を表 4・表 5 に示す。各年の変数を用いたプロビット分析の推計結果については、表 6・表 7・表 8 に示す。

表 4　フリーターのプロビット分析に用いる変数とその基本統計量（男性）

基本統計量（フリーター・男性）

男性	中学卒		高校卒		短大・高専卒		大学卒	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
1992								
世帯主ダミー	0.403	0.490	0.410	0.492	0.418	0.493	0.574	0.494
配偶者ダミー	−	−	0.001	0.027	0.001	0.026	0.001	0.025
子の配偶者ダミー	0.005	0.070	0.009	0.095	−	−	0.005	0.068
孫ダミー	0.027	0.161	0.023	0.148	0.022	0.145	0.011	0.106
兄弟姉妹ダミー	0.015	0.120	0.006	0.077	0.004	0.061	0.003	0.056
他の親族ダミー	0.003	0.058	0.001	0.036	−	−	0.001	0.028
その他ダミー	0.006	0.075	0.002	0.040	0.001	0.031	−	−
年齢	24.514	5.364	25.712	4.907	26.221	3.991	28.414	3.520
世帯所得	6.140	0.668	6.361	0.597	6.448	0.617	6.475	0.558
ウェイト	108.672	90.569	106.564	87.132	121.069	96.652	125.838	103.354
1997								
世帯主ダミー	0.438	0.496	0.448	0.497	0.461	0.499	0.627	0.484
配偶者ダミー	0.004	0.062	0.002	0.040	0.002	0.044	0.001	0.038
子の配偶者ダミー	0.008	0.088	0.008	0.089	−	−	0.003	0.053
孫ダミー	0.021	0.143	0.023	0.149	0.023	0.150	0.012	0.107
兄弟姉妹ダミー	0.013	0.113	0.006	0.076	−	−	0.002	0.046
他の親族ダミー	0.005	0.069	0.002	0.041	0.001	0.033	0.001	0.028
その他ダミー	0.003	0.057	0.001	0.025	0.000	0.019	−	−
年齢	25.210	5.218	26.252	4.694	26.513	3.911	28.263	3.527
世帯所得	6.154	0.682	6.367	0.615	6.439	0.638	6.440	0.588
ウェイト	113.850	81.205	111.125	84.494	123.994	93.459	130.661	99.388
2002								
世帯主ダミー	0.435	0.496	0.460	0.498	0.487	0.500	0.617	0.486
配偶者ダミー	0.003	0.057	0.002	0.040	0.003	0.058	0.002	0.047
子の配偶者ダミー	0.011	0.103	0.008	0.088	0.006	0.074	0.002	0.049
孫ダミー	0.030	0.170	0.028	0.164	0.028	0.164	0.014	0.118
兄弟姉妹ダミー	0.009	0.095	0.005	0.069	0.003	0.054	0.003	0.053
他の親族ダミー	0.002	0.042	0.001	0.039	0.001	0.031	0.000	0.013
その他ダミー	0.006	0.079	0.002	0.042	0.001	0.033	0.001	0.029
年齢	26.100	5.218	26.989	4.583	27.531	3.839	28.442	3.502
世帯所得	6.022	0.709	6.249	0.646	6.332	0.629	6.375	0.612
ウェイト	125.730	101.717	123.898	106.029	140.483	122.199	158.556	138.951

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※SDはStandard Deviationを表す。

表 5　フリーターのプロビット分析に用いる変数とその基本統計量（女性）

基本統計量（フリーター・女性）

1992								
女性	中学卒		高校卒		短大・高専卒		大学卒	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
世帯主ダミー	0.191	0.393	0.155	0.362	0.152	0.359	0.216	0.412
孫ダミー	0.030	0.172	0.033	0.178	0.029	0.168	0.024	0.153
兄弟姉妹ダミー	0.025	0.156	0.015	0.123	0.012	0.111	0.007	0.084
他の親族ダミー	0.007	0.086	0.003	0.056	0.003	0.051	－	－
その他ダミー	0.021	0.143	0.007	0.081	0.003	0.054	0.002	0.040
年齢	22.111	4.919	23.316	4.254	24.536	3.358	26.030	3.545
世帯所得	6.024	0.810	6.383	0.697	6.624	0.645	6.664	0.675
ウェイト	105.139	82.094	104.078	81.191	115.873	92.535	125.127	102.341
1997								
世帯主ダミー	0.246	0.431	0.184	0.388	0.188	0.391	0.271	0.445
孫ダミー	0.032	0.176	0.035	0.184	0.033	0.178	0.023	0.149
兄弟姉妹ダミー	0.023	0.151	0.016	0.125	0.011	0.104	0.009	0.097
他の親族ダミー	0.005	0.074	0.003	0.055	0.002	0.041	0.002	0.047
その他ダミー	0.010	0.101	0.001	0.038	0.000	0.016	0.002	0.039
年齢	23.455	5.214	24.284	4.408	24.933	3.483	26.095	3.501
世帯所得	5.943	0.874	6.363	0.733	6.594	0.676	6.609	0.705
ウェイト	108.034	73.504	109.175	79.001	121.178	88.068	126.227	97.382
2002								
世帯主ダミー	0.283	0.450	0.216	0.411	0.235	0.424	0.326	0.469
孫ダミー	0.031	0.173	0.039	0.195	0.035	0.185	0.024	0.152
兄弟姉妹ダミー	0.020	0.141	0.012	0.110	0.010	0.098	0.008	0.090
他の親族ダミー	0.005	0.072	0.002	0.047	0.001	0.034	0.001	0.032
その他ダミー	0.016	0.126	0.010	0.097	0.003	0.058	0.003	0.059
年齢	24.211	5.532	25.211	4.768	26.043	3.710	26.502	3.542
世帯所得	5.744	0.914	6.180	0.788	6.414	0.738	6.450	0.740
ウェイト	124.046	98.650	120.243	97.461	138.066	114.490	155.518	135.417

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※SDはStandard Deviationを表す。

表 6　フリーターに関するプロビット分析推計結果(1992)

1992	フリーター								
男性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒	女性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒
世帯主ダミー	−0.085**	−0.044**	−0.038**	−0.033**	世帯主ダミー	−0.032	−0.075**	−0.067**	−0.079**
	(0.008)	(0.003)	(0.006)	(0.003)		(0.036)	(0.007)	(0.007)	(0.013)
配偶者ダミー	–	−0.031**	0.268	0.012					
		(0.007)	(0.245)	(0.025)					
子の配偶者ダミー	−0.048	−0.029**	–	0.022					
	(0.025)	(0.004)		(0.026)					
孫ダミー	0.014	−0.009	−0.013	−0.007	孫ダミー	−0.113*	−0.017	0.013	−0.043
	(0.023)	(0.005)	(0.009)	(0.003)		(0.054)	(0.015)	(0.023)	(0.029)
兄弟姉妹ダミー	−0.016	0.041*	0.063	0.025	兄弟姉妹ダミー	−0.084	−0.007	0.027	−0.054
	(0.030)	(0.019)	(0.052)	(0.021)		(0.061)	(0.020)	(0.031)	(0.031)
他の親族ダミー	−0.010	0.032	–	0.057	他の親族ダミー	0.259*	−0.067*	−0.021	–
	(0.048)	(0.035)		(0.062)		(0.124)	(0.033)	(0.049)	
その他ダミー	−0.085**	0.002	0.035	–	その他ダミー	−0.112	0.151**	0.136	0.086
	(0.008)	(0.026)	(0.065)			(0.071)	(0.042)	(0.082)	(0.157)
年齢	−0.008**	−0.004**	−0.003**	−0.001**	年齢	−0.012**	0.005**	0.007**	0.003
	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.000)		(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
世帯所得(対数)	−0.030**	−0.037**	−0.034**	−0.022**	世帯所得(対数)	−0.053**	−0.085**	−0.054**	−0.060**
	(0.006)	(0.002)	(0.005)	(0.002)		(0.017)	(0.005)	(0.006)	(0.013)
サンプル数	8546	47973	8254	20644	サンプル数	2682	25236	14777	4392
擬似決定係数	0.0826	0.0799	0.0784	0.1014	擬似決定係数	0.0175	0.0338	0.0303	0.0217
Wald chi2	246.48(8)	942.34(9)	93.00(7)	217.94(8)	Wald chi2	43.39(7)	394.16(7)	177.09(7)	31.56(6)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
obs. P	0.109	0.049	0.036	0.018	obs. P	0.347	0.141	0.099	0.097
pred. P (at x-bar)	0.090	0.037	0.027	0.012	pred. P (at x-bar)	0.344	0.134	0.093	0.093

表中の値は限界効果
推計値の下段()内の数値は標準誤差
Wald検定()内の数値は自由度
**有意水準 1%，*有意水準 5%
続柄のベースグループは世帯主の「子」
年齢・世帯所得は階級値を利用(世帯所得については1500万円以上の階級は全て「1500」とし、対数を取った)

表 7　フリーターに関するプロビット分析推計結果(1997)

1997	フリーター								
男性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒	女性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒
世帯主ダミー	−0.089**	−0.075**	−0.064**	−0.065**	世帯主ダミー	0.001	−0.119**	−0.128**	−0.154**
	(0.010)	(0.003)	(0.006)	(0.005)		(0.037)	(0.009)	(0.008)	(0.010)
配偶者ダミー	−0.029	0.053	0.022	0.066					
	(0.055)	(0.042)	(0.053)	(0.067)					
子の配偶者ダミー	−0.068**	−0.041**	_	−0.015**					
	(0.023)	(0.008)		(0.005)					
孫ダミー	−0.023	−0.016**	0.009	0.007	孫ダミー	0.061	−0.037*	−0.025	−0.015
	(0.020)	(0.005)	(0.014)	(0.009)		(0.063)	(0.017)	(0.016)	(0.026)
兄弟姉妹ダミー	−0.033	0.080*	_	0.005	兄弟姉妹ダミー	0.009	0.062	0.115*	0.102
	(0.034)	(0.034)		(0.020)		(0.083)	(0.032)	(0.058)	(0.069)
他の親族ダミー	−0.043	−0.005	−0.008	0.049	他の親族ダミー	0.253*	−0.034	0.055	−0.087*
	(0.034)	(0.029)	(0.037)	(0.037)		(0.129)	(0.058)	(0.075)	(0.039)
その他ダミー	−0.04	−0.023	0.197	_	その他ダミー	−0.127	−0.033	−0.031	−0.099**
	(0.061)	(0.025)	(0.200)			(0.119)	(0.078)	(0.126)	(0.025)
年齢	−0.013**	−0.006**	−0.004**	−0.002**	年齢	−0.010**	0.000	0.000	0.001
	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.000)		(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
世帯所得(対数)	−0.053**	−0.053**	−0.048**	−0.033**	世帯所得(対数)	−0.063**	−0.120**	−0.105**	−0.113**
	(0.007)	(0.003)	(0.004)	(0.002)		(0.017)	(0.006)	(0.007)	(0.011)
サンプル数	8154	46038	10049	21578	サンプル数	2438	22610	16720	5899
擬似決定係数	0.0965	0.0955	0.0831	0.1203	擬似決定係数	0.0155	0.0258	0.0284	0.0484
Wald chi2	399.07(9)	1146.18(9)	191.92(7)	483.3(8)	Wald chi2	35.76(7)	394.45(7)	252.5(7)	169.46(7)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
obs. P	0.138	0.071	0.053	0.032	obs. P	0.421	0.230	0.157	0.131
pred. P(at x-bar)	0.114	0.053	0.040	0.020	pred. P (at x-bar)	0.420	0.225	0.151	0.121

表中の値は限界効果
推計値の下段()内の数値は標準誤差
Wald検定()内の数値は自由度
**有意水準 1%，*有意水準 5%
続柄のベースグループは世帯主の「子」
年齢・世帯所得は階級値を利用（世帯所得については1500万円以上の階級は全て「1500」とし、対数を取った）

表 8　フリーターに関するプロビット分析推計結果(2002)

2002	フリーター								
男性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒	女性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒
世帯主ダミー	−0.122**	−0.122**	−0.122**	−0.126**	世帯主ダミー	0.110**	−0.118**	−0.201**	−0.178**
	(0.014)	(0.005)	(0.009)	(0.007)		(0.038)	(0.015)	(0.012)	(0.016)
配偶者ダミー	−0.011	0.087	0.048	−0.009					
	(0.125)	(0.058)	(0.068)	(0.035)					
子の配偶者ダミー	−0.132**	−0.050**	−0.01	−0.044**					
	(0.035)	(0.016)	(0.059)	(0.009)					
孫ダミー	0.025	−0.020*	−0.030**	−0.010	孫ダミー	−0.038	−0.021	−0.021	0.077*
	(0.029)	(0.009)	(0.012)	(0.010)		(0.059)	(0.021)	(0.021)	(0.038)
兄弟姉妹ダミー	0.062	−0.036	−0.014	−0.003	兄弟姉妹ダミー	0.188**	0.044	0.012	−0.033
	(0.070)	(0.022)	(0.042)	(0.027)		(0.073)	(0.043)	(0.047)	(0.068)
他の親族ダミー	−0.017	0.025	−0.017	−0.037	他の親族ダミー	−0.241*	−0.061	−0.144	−0.073
	(0.109)	(0.053)	(0.064)	(0.025)		(0.120)	(0.089)	(0.076)	(0.120)
その他ダミー	0.034	0.011	−0.059	−0.024	その他ダミー	−0.091	−0.035	0.083	−0.011
	(0.076)	(0.046)	(0.031)	(0.031)		(0.113)	(0.054)	(0.084)	(0.103)
年齢	−0.016**	−0.009**	−0.012**	−0.004**	年齢	−0.015**	−0.003**	0.000	0.000
	(0.001)	0.000	(0.001)	(0.001)		(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
世帯所得(対数)	−0.069**	−0.074**	−0.073**	−0.059**	世帯所得(対数)	−0.033	−0.117**	−0.142**	−0.125**
	(0.009)	(0.004)	(0.007)	(0.004)		(0.018)	(0.008)	(0.009)	(0.013)
サンプル数	7142	36727	10039	18317	サンプル数	2407	17507	14516	6696
擬似決定係数	0.0796	0.0760	0.1025	0.1042	擬似決定係数	0.0251	0.0167	0.0305	0.0265
Wald chi2	344.28(9)	1106.59(9)	338.59(9)	394.22(9)	Wald chi2	52.12(7)	223.49(7)	307.25(7)	129.03(7)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
obs. P	0.225	0.133	0.112	0.072	obs. P	0.557	0.388	0.274	0.224
pred. P (at x-bar)	0.206	0.114	0.088	0.053	pred. P (at x-bar)	0.559	0.386	0.268	0.218

表中の値は限界効果
推計値の下段()内の数値は標準誤差
Wald検定()内の数値は自由度
**有意水準 1%，*有意水準 5%
続柄のベースグループは世帯主の「子」
年齢・世帯所得は階級値を利用(世帯所得については1500万円以上の階級は全て「1500」とし、対数を取った)

表 6・表 7・表 8 は、フリーターに関するプロビット分析の推計結果である。プロビット分析を行う母集団は男女で属性が異なり、男性については 15～34 歳の卒業者、女性については 15～34 歳の卒業者で未婚者である。分析は、それぞれ男女別・学歴別（中学校卒、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒）に行った。推計値は、説明変数の値が変化したときに「フリーターになる確率」がどう変化するかを表す限界効果である。また、変数名に「ダミー」の付いたものはダミー変数であるので、その状態であるかないかで、ベースグループに比べフリーターになる確率がどう異なるかを示す。また、フィットの良さを検証する指標として、「pred.P」、「Wald 検定」の値も併せて示した。

プロビット分析の推計結果で、有意であった説明変数は「世帯主ダミー」、「子の配偶者ダミー（男性についてのみ [23]）」、「年齢」、「世帯所得」の 4 つである。これらの説明変数に係る推計値が示すことは、「世帯主であること」「子の配偶者であること」「世帯所得が 1,000,000 円増加すること [24]」、「年齢が 5 歳高くなること [25]」がいずれもフリーターである確率を下げるということである。以下では、それぞれの説明変数に係る推計値についてより詳細な結果と解釈を述べる。ただし、「子の配偶者ダミー」については続柄が「子の配偶者」のフリーター自体が非常に少ないため、ここでは解釈を省略する。

まず、「世帯主であること」は男女とも全ての調査年度でフリーターとなる確率を低下させるが、男女別に見ると中学校卒を除いて女性の方がこの影響が大きい（女性の中学校卒については「世帯主であること」がフリーターになる確率にどう影響を与えるのか、明確な結果を得られなかった）。また、1992 年から 2002 年にかけての推計値の推移を見ると、「世帯主であることがフリーターになる確率に与える影響は年々大きくなっていることがわかる。例えば大学卒の男性では、1992 年には「世帯主であること」がフリーターになる確率を 3.3%（女性は 7.9%）低下させるという結果だったが、1997 年には 6.5%（同 15.4%）、2002 年には 12.6%（同 17.8%）もフリーターになる確率を低下させるという結果になった（いずれもベースグループ「子」との比較）。しかしながら、世帯主であることがなぜフリーターになる確率を低下させるのかは定かでない。この問題は世帯主であるからフリーターになりにくくなるというよりは、フリーターであるから世帯主になりにくい、という一種の内生的な要因をはらんでいる。

続いて、「年齢が 5 歳高くなること」は、男性ではフリーターになる確率を僅かながら低下させる。この影響は 2002 年で最も大きくなるが、影響が一番大きい 2002 年・中学卒でも年齢が 5 歳高くなることはフリーターになる確率を 1.6%しか低下させない。加齢がフリーターになる確率を下げる理由として、在学者の影響が考えられる。15～19 歳・20～24

---

[23] 女性のフリーター（厚生労働省定義）には、定義上既婚者を含まないため「配偶者」「子の配偶者」という続柄は存在しない。

[24] 世帯所得のデータは、10,000,000 円未満までは 1,000,000 円刻みの所得階級となっているため、推計値は大まかにいえば「世帯所得が 1,000,000 円増加したときにフリーターになる確率がどう変化するか」を表す。

[25] 年齢のデータは、5 歳刻みの年齢階級となっているため、推計値は「5 歳年齢が上昇したときにフリーターになる確率がどう変化するか」を表す。

歳人口には多くの学生を含むため、フリーター率を算出する母集団が小さくなる。よって仮にフリーター数が少ないとしても、フリーター率に換算する際にその規模が過大評価される可能性が考えられる。

女性では年齢についての推計で有意な値が得られたのは、主に中学校卒・高校卒である。これも、中学校卒・高校卒の場合は卒業した時点では同年代に在学者が多く、フリーター率が高く算出されるが、加齢とともに同年代の在学者の割合も減り、結果としてフリーター率が低下することが考えられる。あるいは、女性の場合は結婚をした時点でフリーターではなくなるがフリーター率を算出するための母集団には含まれるため、フリーター率が低下するのかもしれない。

最後に、世帯所得について結果を見る。世帯所得の増加は、男女ともにフリーターになる確率を下げることになる。男女別に詳しく見ると、世帯所得が 1,000,000 円増えると[26]フリーターになる確率は、男性では中学卒で 6.9%（女性では 3.3%）、高校卒では 7.4%（同 11.7%）、短大・高専卒では 7.3%（同 14.2%）、大学卒では 5.9%（同 12.5%）低下する。ただし、世帯所得にはフリーター本人の所得も含まれる[27]。よって、フリーターの所得が低いため世帯所得が低くなるという内生性が推計結果に影響した可能性は否定できない。

3. ニート

3.1. ニートの定義と集計

本節では、フリーターと同様の流れで、始めに現状あるニートの定義を挙げ、その数を比較する。次に、総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)の個票データを用いてこれらの集計時の定義に近い「フリーター」の定義を設け、その割合を推定する。最後に、『就業構造基本調査』個票データを使って集計した 2 つの「フリーター」を比較し、定義によりフリーター割合がどう異なるかを見る。

3.1.1. 過去の集計結果

ニート数の集計もフリーターと同様、厚生労働省と内閣府によりそれぞれ行われてきた。ニートの代表的な定義であるこの 2 つの定義を以下で示し、定義ごとにニート数やその推移がどのように異なるかを見ていく。

1 つ目の定義は、厚生労働省が『労働経済白書』等で用いている定義[28]である。ここでのニートの定義は、「年齢を 15～34 歳に限定し、非労働力人口のうち、家事も通学もしていない者」である。この定義により定められた、厚生労働省集計のニート数の推移を見た

---

[26] 1,000,000 円未満と 10,000,000 円以上の階級では、次の階級との差が 1,000,000 円でないことを考えると、これは正確ではないが、その他の階級では 1,000,000 円区切りとなっていることに留意。世帯所得階級については 3 章で触れる「世帯所得」の階級に同じ。

[27] 有業型のみ。しかしながら有業型はフリーターのうち、最も多くの割合を占める類型である。

[28] 厚生労働省（『労働経済白書』2006,2009 等）。同白書では、「ニート」ではなく、「若年無業者」として定義がされているが、本稿ではこれを「ニート」の定義の一つとみなし、ここでも「ニート」と記載している。

のが下記の図 14 である。

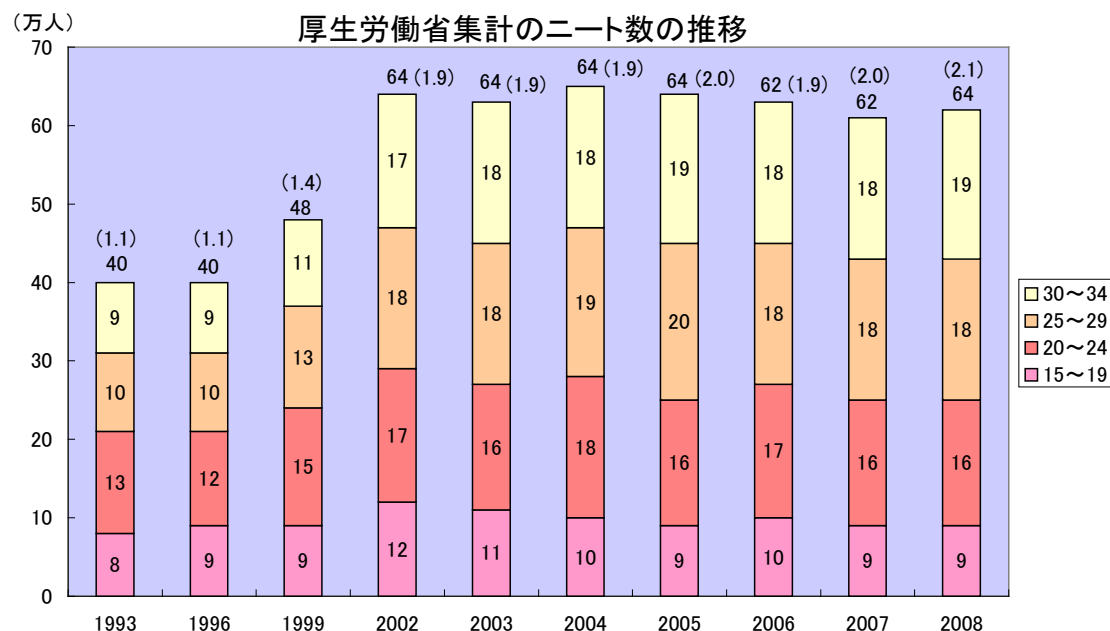
図 14　厚生労働省集計によるニート数の推移（男女計）

厚生労働省『労働経済白書』(2009)　データ出典：総務省統計局『労働力調査』
※()内の数値は15～34歳人口に対するニート数の割合(%)　総務省統計局『労働力調査』(各年平均)より作成

図 14 を見てわかるように、厚生労働省定義では、ニート数は 1999 年から 2002 年にかけて大幅に増加したが、2002 年の 640,000 人をピークに、以降ほぼ横ばいの状態が続いている。一方で、若年人口に占めるニート数の割合を見ると、2002 年の 1.9%から 2007 年には 2.0%、2008 年には 2.1%と、僅かではあるが増加をしている。これはニート数が一定であっても、若年人口が減少している（世代間の人口に差がある）ことにより相対的に若年人口に占めるニート割合が上昇したためと考えられる。

また、各年の年齢階級別のニート数を見ると、1993 年・1996 年は 20～24 歳階級のニート数が多く、他の階級間にはほとんどその数に違いはなかった。ところが 2002 年には全ての年齢階級でニート数に増加が見られた中、特に 25～29 歳・30～34 歳階級での増加が目立った。2002 年以降はどの階級でもニート数の大きな増減はないが、大まかにいえば 25～29 歳・30～34 歳階級のニート数が、15～19 歳・20～24 歳階級のニート数より多い傾向がある。ただしこれも、世代間人口の違いによる影響の可能性がある。

続いて 2 つ目の定義を示す。2 つ目の定義は、内閣府 (2005)等で定められている「ニート[29]」の定義である。この定義は、「(1)高校や大学などの学校及び予備校・専修学校などに

[29] ここでも、「ニート」という表現は使われておらず、「若年無業者」について論じられている。同調査では、若年無業者の内、求職活動をしている者（失業者）を「求職型」、求職活動はしていないものの、就業希望のある者を「非求職型」、就業希望のないものを「非希望型」に類型化しているが、本稿ではこのうち、「非求職型」と「非希望型」を「ニート」として扱うものとする。

通学しておらず、(2)配偶者のいない独身者であり、(3)ふだん収入を伴う仕事をしていない15歳以上34歳以下の個人のうち、求職活動中の者を除く者」というものである。この定義により定められた、内閣府集計のニート数の推移を下記の図 15に示す。

図 15　内閣府集計によるニート数の推移（男女計、類型別）

内閣府集計のニート数の推移

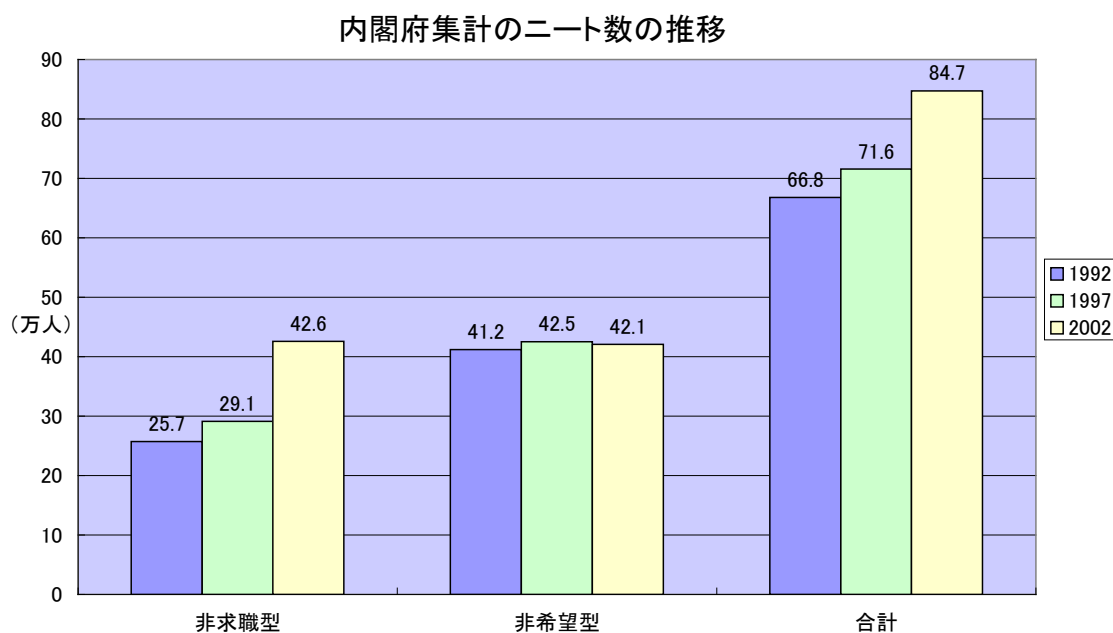
（万人）	1992	1997	2002
非求職型	25.7	29.1	42.6
非希望型	41.2	42.5	42.1
合計	66.8	71.6	84.7

内閣府「若年無業者に関する調査」(2005b)　データ出典：総務省統計局「就業構造基本調査」(1992,1997,2002)

図 15を見ると、内閣府集計のニート数は1992年の668,000人から2002年には847,000人に増加していることがわかる。類型別に見ると、増加が見られるのは主に非求職型であり（1992年：257,000人→2002年：426,000人)、非希望型にはほとんど増減は見られない。ゆえに、ここでのニート数の増加は、非求職型のニート数の増加が直結しているといえるだろう。

また、図 15の内閣府集計の結果を図 14の厚生労働省集計の結果と比べると、内閣府集計のニート数の方がかなり高い数値を取っていることがわかる。これは、2つの集計で用いられた定義が異なるためである。2つの定義の違いは、①内閣府集計では既婚者は全て除かれるが、厚生労働省集計では既婚でも家事をしていない者が含まれる、②厚生労働省集計では家事従事者は含まれないが、内閣府集計では未婚者で家事に従事している者を含む、といった点などが挙げられる。内閣府集計のニート数の方が多くなっているのは、①に比べ②の影響の方が大きいためと考えられる。また、定義の違いだけではなく、厚生労働省集計と内閣府集計では、利用しているデータも異なる。厚生労働省集計では『労働力調査』が利用されているのに対し、内閣府集計では『就業構造基本調査』が利用されている。2つの調査の主な違いとしては、『労働力調査』では就業状況について「月末一週間」のを尋ねるのに対し、就業構造基本調査では「ふだんの状態」として就業状況を尋ねているという

点である[30]。

3.1.2. 総務省統計局『就業構造基本調査』個票データからの集計結果

前項ではニートについて今まで行われてきた代表的な集計として、厚生労働省集計による集計と、内閣府による集計があることを述べた。よってここに、フリーターと同様「厚生労働省定義」「内閣府定義」を定める。本章中でただ「厚生労働省」のようにいう場合は「ニート（厚生労働省定義)」を指すものとする。

「厚生労働省定義」は「年齢を 15～34 歳に限定し、非労働力人口のうち、家事も通学もしていない者」と定義する。これは厚生労働省『労働経済白書』(2009)で用いられている定義と同義である[31]。

一方、「内閣府定義」は「(1)高校や大学などの学校及び予備校・専修学校などに通学しておらず、(2)配偶者のいない独身者であり、(3)ふだん収入を伴う仕事をしていない 15 歳以上 34 歳以下の個人のうち、求職活動中の者を除く」者と定義する。これは、内閣府の「青少年の就労に関する研究調査」(2005)で使われている定義である。

厚生労働省定義と内閣府定義の違いについては、それぞれ厚生労働省(2009)と内閣府(2005)と等しいため、その違いも先に述べた厚生労働省集計と内閣府集計の違いと同じである（①内閣府集計では既婚者は全て除かれるが、厚生労働省集計では既婚でも家事をしていない者が含まれる、②厚生労働省集計では家事従事者は含まれないが、内閣府集計では未婚者で家事に従事している者を含む、など)。

また、就業希望の有無を見るために、ニートを(1)非求職型[32]（就業希望があるニート)、(2)非希望型（就業希望のないニート）の 2 つに分類することとする。この類型化は、内閣府 (2005)等で、無業者を「非求職型」「非希望型」と区分したものに対応する。

まず、厚生労働省定義の集計結果から見ていく。これを先の厚生労働省(2009)の結果と比べたのが下記の図 16 である。

---

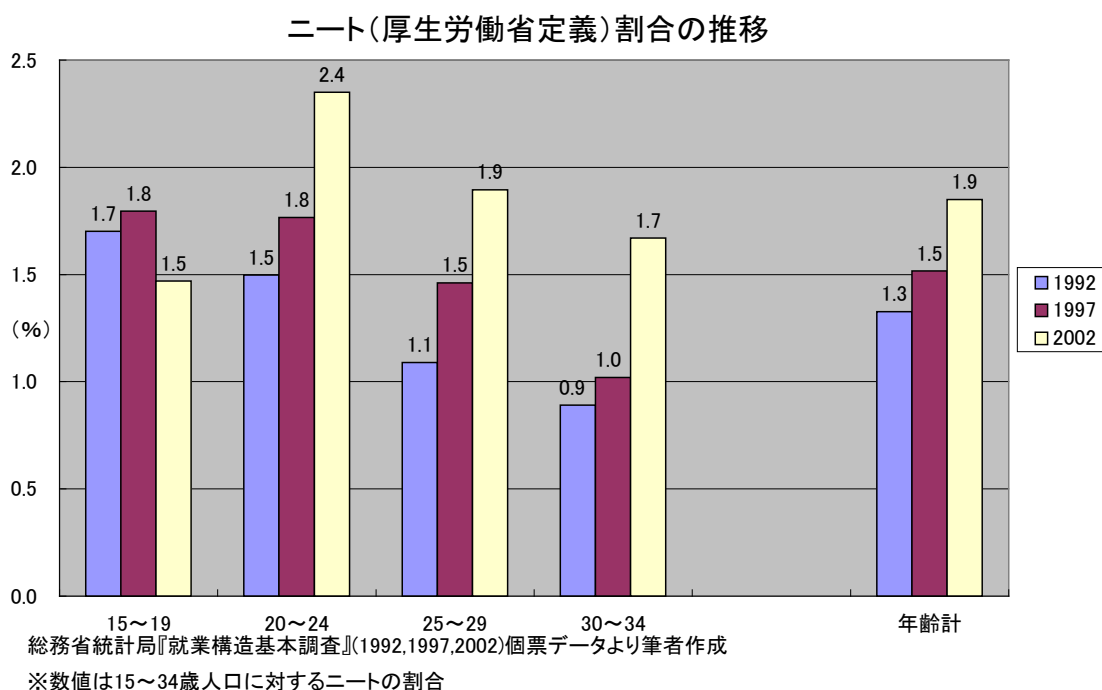
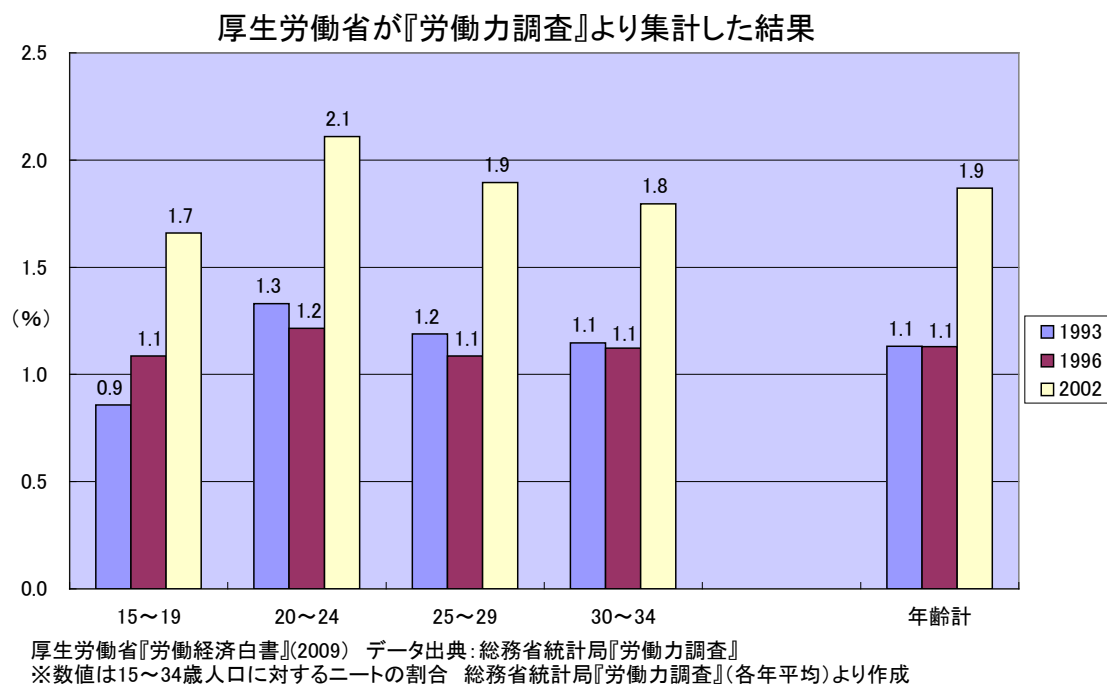
30 これらの集計数の違いの原因については、内閣府(2005)等でも触れられている。

31 ただし、厚生労働省(2009)ではここでいう「ニート」を「若年無業者」と呼んでいる。

32 内閣府(2005)では無業者を「求職型」「非求職型」「非希望型」に区分しているが、「求職型」はニートの定義に含まれないためここでは記さない。

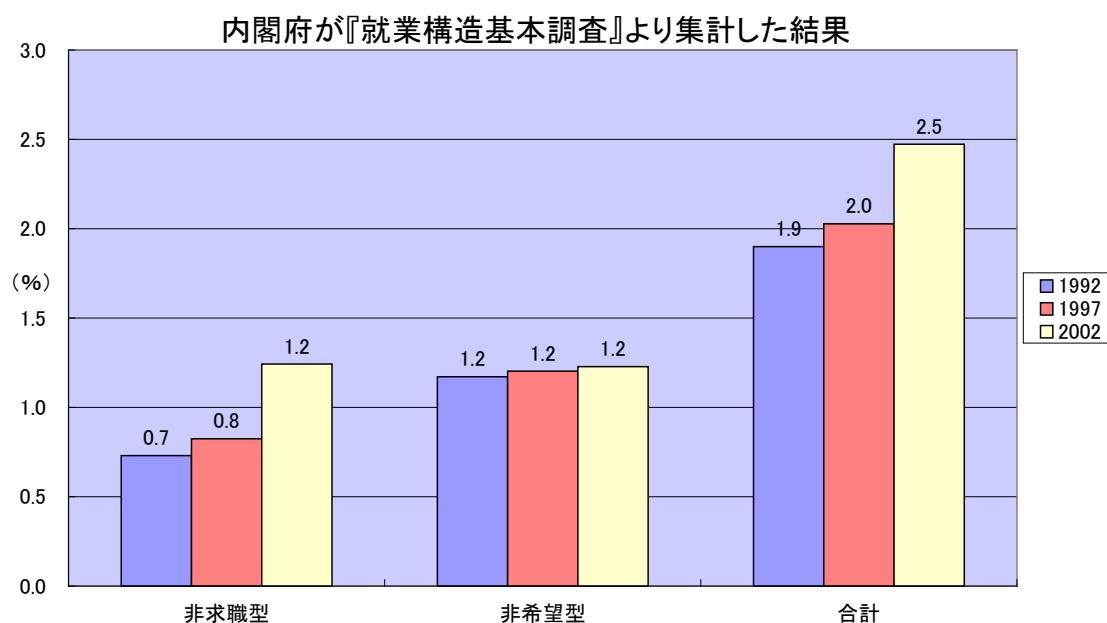
図 16　厚生労働省(2009)と厚生労働省定義の比較

厚生労働省『労働経済白書』(2009)　データ出典：総務省統計局『労働力調査』
※数値は15～34歳人口に対するニートの割合　総務省統計局『労働力調査』(各年平均)より作成

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※数値は15～34歳人口に対するニートの割合

厚生労働省(2009)と厚生労働省定義のニートの集計結果を比較すると、ほとんどの年・年齢階級で厚生労働省定義のニート割合の方が高い値を取っており、その推移についても 2 つの結果の特徴は一致しない。それでは、なぜ厚生労働省(2009)と厚生労働省定義で用いているニートの定義は同じであるのにこのような違いが発生したのだろうか。その原因として考えられるのは、厚生労働省(2009)での集計と厚生労働省定義の集計に用いたデータの違

いである。まず、厚生労働省(2009)では『労働力調査』を用いているが厚生労働省定義の集計では『就業構造基本調査』を用いている。次に、利用データの年度も異なる。厚生労働省(2009)では 1992 年・1997 年のデータがないため、代わりに 1993 年・1996 年のデータを用いて比較を行っている。厚生労働省(2009)・厚生労働省定義の集計のいずれにおいてもデータが存在する 2002 年については比較的 2 つの結果に乖離は見られないことからも、調査年度が異なることによる影響も、集計結果の違いに関係していると思われる。

続いて、内閣府(2005)と内閣府定義のニートの集計結果を比較する。内閣府(2005)については図 15 を参照で示したデータを、若年人口比（%）で表したものを再掲する。

図 17　内閣府(2005)と内閣府定義の比較

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※数値は15～34歳人口に対するニートの割合

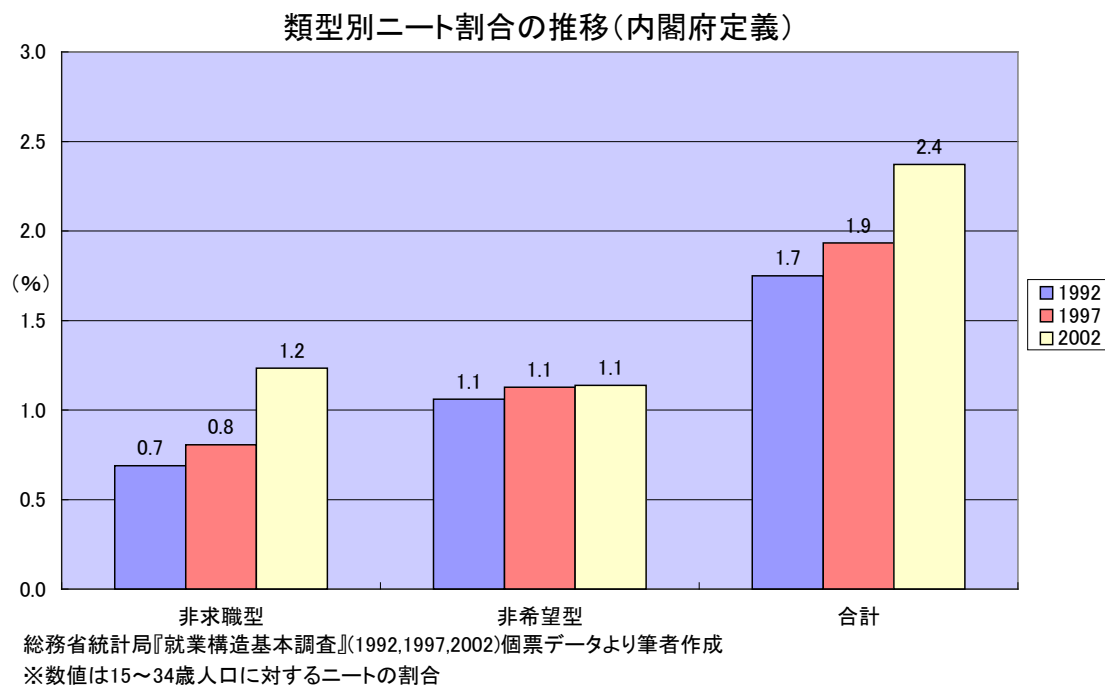



図 17 から読み取れるように、内閣府(2005)と内閣府定義のニートの集計結果は、ほぼ一致する。完全に一致しない理由としては、この 2 つの集計において、データと集計方法が厳密には一致しないことが考えられる[33]。

3.1.3. 集計結果の定義による比較

本項では、ニートについて厚生労働省定義と内閣府定義の比較を行う。ここでもやはり「定義の違いがニート割合にどう影響するのか」について、フリーターと同様に考えていく。

33 脚注 16 に同じ。また、内閣府(2005)でフリーター割合を算出するために利用した若年人口のデータも「労働力調査」を利用しており、内閣府定義の集計とは異なる。集計方法詳細についても内閣府(2005)は公開していないため、厳密に一致するかは不明である。

図 18　厚生労働省定義と内閣府定義の比較（男女・類型別）

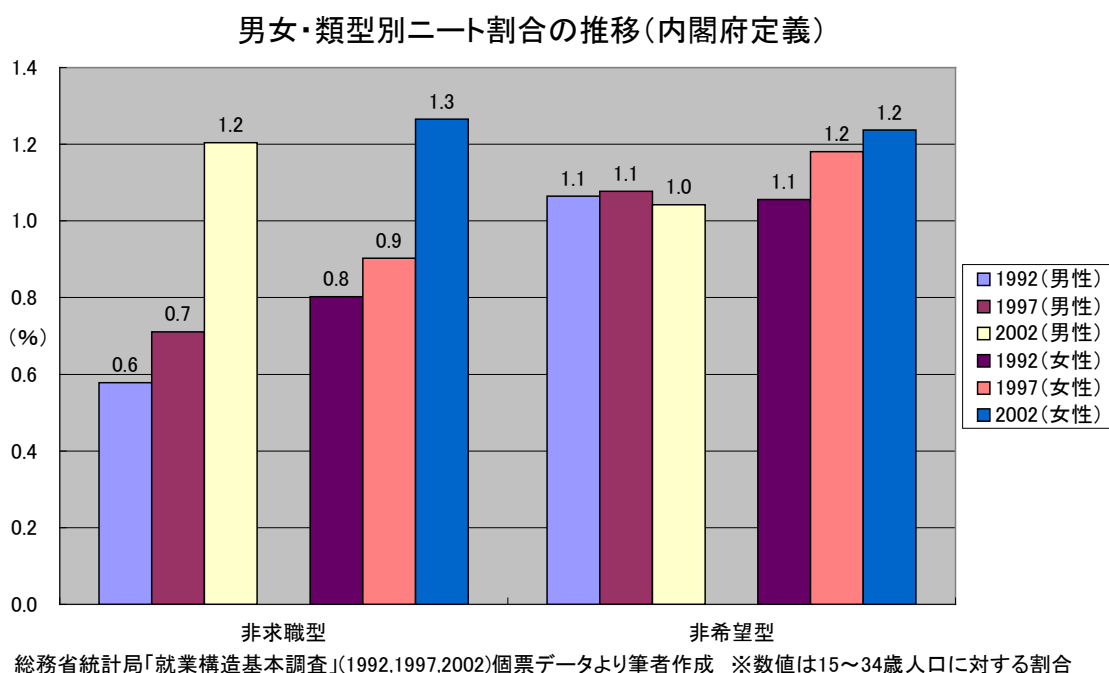
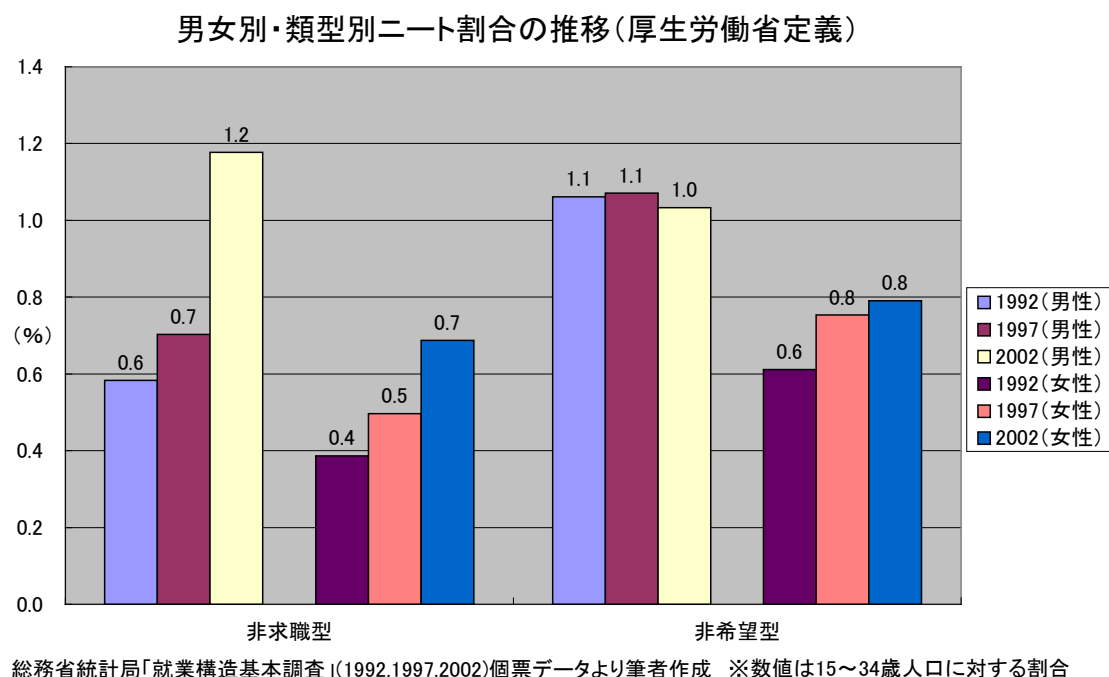



図 18 は、厚生労働省定義・内閣府定義による、若年人口に対するニート数の割合の推移を比較したものである。ここから得られる結果は、男女でかなり異なる。まず、男性については厚生労働省定義・内閣府定義のどちらでも、類型に関わらずほとんどニート割合に違いは見られない [34]。ところが、女性では厚生労働省定義のニートより内閣府定義のニー

34 厚生労働省定義・内閣府定義のニート割合の差は 0.1%に満たないため、グラフ上では結果が全く同じ

トの方が明らかにその割合が高い。この理由は、既婚者と家事従事者を含むか含まないかの条件が定義により異なるが、これらの影響の大きさは男女間でかなり開きがあるからである。男性ではそもそも、既婚者のニート自体が非常に少なく、未婚の家事従事者も少ないため、定義の違いによる影響はほとんど受けない。一方女性は、既婚で家事をしていないニートは少ないと思われるが、未婚の家事従事者は一定数存在することが予測される。よって、未婚の家事従事者をニートの定義に含むか含まないかで、ニート割合が大きく変動することがわかる。

厚生労働省定義・内閣府定義共通傾向としては次のことが挙げられる。1 つ目は、男女ともに 1992 年時点では非希望型ニートの方が非求職型ニートより多く存在するが、2002 年では非求職型のニートが増加したため非求職型と非希望型の割合はほぼ同じ規模となっていることである。2 つ目は、男女別に見たとき、男性では非希望型ニートは 1992 年から 2002 年の間ほぼその割合に推移が見られないのに対し、女性では僅かではあるが非希望型にも増加が見られることである。

3.2. ニートの属性

前節では、厚生労働省定義・内閣府定義と、定義によるニート割合の違いを見てきた。ここでは「ニート」がどういった社会的属性（例えば学歴など）を持った人々で構成されているのかについて検証したい。

特に注目したいのはニートとフリーターの社会属性の特徴が一致するのかどうかである。これは、ニートがその定義の一部にフリーターと重複する層を持つこともあり、多くの研究でニートやフリーターは「陸続き」の問題であるとされてきた経緯があるからだ（本田,2006 など）。よってここからの分析ではできるだけ 2.2.でフリーターに対して行った属性分析と同様の分析を行う。尚、フリーターのときと同じ理由で、移行の分析は全て厚生労働省定義で集計したニートのデータを扱うものとする。

に見えている。

図 19　ニートの世帯所得階級別割合の推移（厚生労働省定義）

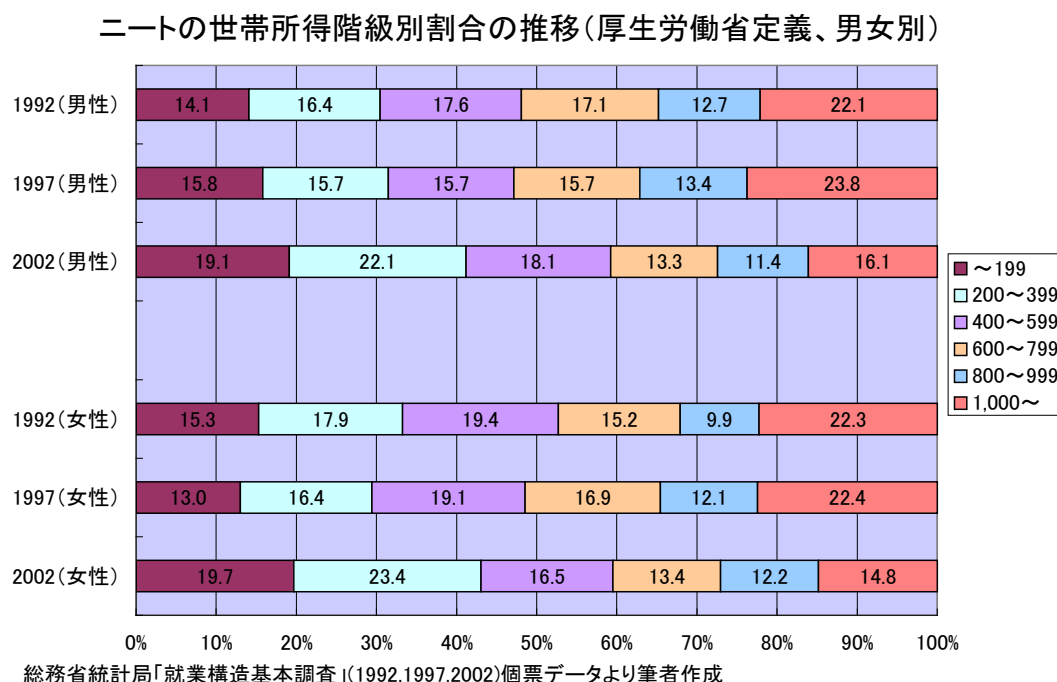



図 19 は、ニートの世帯所得別割合である。フリーターと比較すると、世帯所得階級の構成はほぼ変わらないが、若干ニートの方が低所得世帯の割合が高く高所得世帯の割合が低いといえる。例えば、世帯所得が 2,000,000 未満の世帯の割合は、フリーターでは男性で 13.8%、女性で 17.4%だったが、ニートでは男性で 19.1%、女性で 19.7%となっている（いずれも 2002 年の値）。

ところで、ニートは無業者から構成されているため、本人の労働所得はないはずである。よって世帯所得については、他の世帯構成員が稼いでいるか、もしくは労働所得以外の収入（例えば利子所得、仕送りなど）があると見られる。世帯構成員が他にいるかどうかは、「世帯主との続柄」と密接な関係がある。

表 9　ニートの続柄別割合とフリーターの続柄別割合の比較（厚生労働省定義、単位：%）

	男性		女性	
	世帯主	子	世帯主	子
ニート				
1992	9.8	84.1	11.2	76.5
1997	12.8	82.2	10.1	76.9
2002	13.5	79.9	12.0	76.5
フリーター				
1992	25.4	69.1	17.6	76.3
1997	28.7	66.1	19.5	74.9
2002	29.8	64.7	23.0	71.2

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成

表 9 は、ニートの世帯主との続柄別割合をフリーターの続柄別割合と比較したものである。ニートでは「世帯主」の割合がフリーターよりも低く、ニートの多くが「子」であり親と同居している状況が覗える。具体的な数値を見ると、2002 年ではフリーターだと男性で 29.8%、女性で 23.0%が世帯主だが、ニートでは男性で 13.5%、女性で 12.0%である。一方、「子」の割合は同年、フリーターだと男性で 64.7%、女性では 71.2%であるが、ニートでは男性で 79.9%、女性では 76.5%と特に男性についてかなり高い割合になっている。

3.3. コーホート分析

ニートについては、コーホート分析を行っている先行研究が見当たらない。よって以下で生年階級・性別・学歴別に括ったコーホートで、年齢推移とともにニート率がどう変化していくかを見る。「ニート率」とはニート（厚生労働省定義）が 15～34 歳の性別・学歴別卒業者人口に占める割合とする。

また、ニートについても、学歴とニートになる確率に密接な関係があることは、小杉(2005)で指摘されている。下記に小杉(2005)での学歴別ニートの出現率を示す。ここでのニート出現率は、同年代の卒業者人口に対するニート数の割合である。

表 10　学歴別ニートの出現率

	中学卒	高校卒	短大・高専・専門卒	大学・大学院卒
ニート出現率	8.8	2.6	0.9	1.3

小杉[2005]p.12 より掲載 （データ出典）『就業構造基本調査』(2002)

表 10 からわかるように、学歴が低いほどニートになる確率が高くなる。また、学歴構成についてもここで確認しておきたい。比較対象として、フリーターの学歴構成も併せて再度示す。

表 11　ニートとフリーターの学歴別構成（厚生労働省定義）

（%）

ニート（厚生労働省定義）						
	男性			女性		
	1992	1997	2002	1992	1997	2002
中学校卒	24.6	22.5	25.7	19.9	16.6	22.2
高校卒	65.6	61.1	54.3	56.1	51.9	47.1
短大・高専卒	3.6	4.9	6.3	17.1	20.2	18.6
大学・大学院卒	6.2	11.4	13.7	6.9	11.3	12.0
フリーター（厚生労働省定義）						
中学校卒	23.5	19.9	17.2	14.2	10.2	9.5
高校卒	57.5	56.0	51.6	53.6	51.9	46.3
短大・高専卒	8.3	10.3	13.4	24.5	29.1	31.0
大学・大学院卒	10.7	13.8	17.7	7.7	8.9	13.2

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成

表 11 からわかるように、フリーターよりも更に「中学卒」の割合が高く、2002 年では男女ともにニート全体のおよそ 4 分の 1 を占める。一方で、「大学・大学院卒」や「短大・高専卒」の学歴の割合は、フリーターよりニートが高くなっている。

以上のように、ニートに関しても学歴別に特徴が見られるため、分析には学歴も含めて生年階級・性別・学歴別のコーホートの推移を見ていく。

図 20　生年階級・学歴別ニート率の推移（男性）

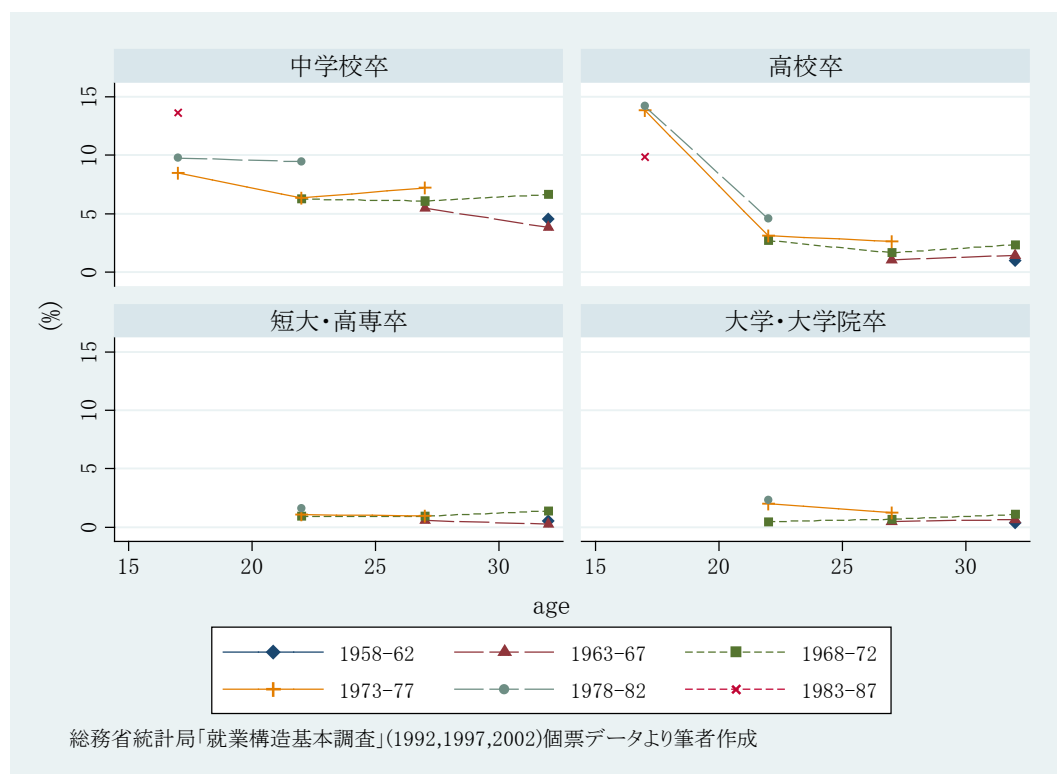



図 21　生年階級・学歴別ニート率の推移（女性）

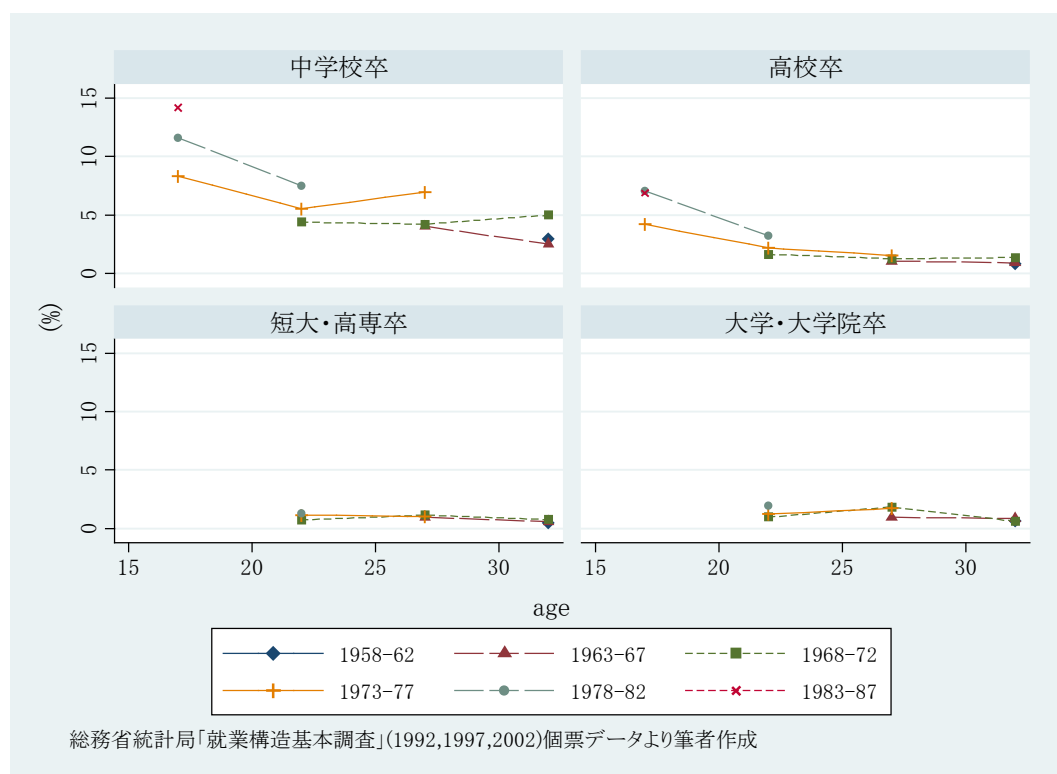



図 20・図 21 は、生年階級・性別・学歴別ニート率の推移を表したものである。まず言えるのは、男女とも短大・高専卒、大学・大学院卒ではニート率が非常に低い水準で推移しているのと比較すると、中学卒、高校卒のニート率はかなり高い。男女別に見ると、男性では短大・高専卒と大学・大学院卒のグループはニート率はほぼ 0%の付近を推移していたが、1973 年生まれ階級以降、僅かではあるが上昇が見られる。中学卒では 1973～1977 年生まれ階級以降、同年齢時点での世代間格差は数%ずつ見られるようになり、後から生まれた世代ほど、ニート率が高くなる傾向がある。特に 15～19 歳時点ではニート率は 10%前後にもなっている。高校卒では、1973～1977 年・1978～1982 年生まれの階級が 15～19 歳のときに、ニート率が 15%近くまで上がっているが、その後 20～24 歳時点では 5%以下に落ち着いている。また、世代間の格差はそれほど見られない。一方高校卒では、この差は 15～19 歳から 20～24 歳へ年齢が経ていくにつれ縮まっていくが、中学卒ではあまり変化は見られず高止まりしている。

女性でも、やはり短大・高専卒と大学・大学院卒ではニート率は 0%に近く、加齢による上昇も見られない。女性の中学卒、高校卒では、後に生まれた生年階級ほど、同年齢時点でのニート割合が高くなる傾向がわかる。中学卒では、1973～1977 年以降の生年階級では、15～19 歳から 20～24 歳へ移行する際にニート率に下降の傾向が見られる。

3.4. プロビット分析

ニートについても、フリーター同様「どういった属性を持っていればフリーターになる可能性が高いのか」ということを検証するプロビット分析を行っていく。分析方法や説明変数等はフリーターのプロビット分析と同じである。

詳細は下記の変数名一覧とその基本統計量を表 12・表 13 に示す。各年の変数を用いたプロビット分析の推計結果については、表 14・表 15・表 16 に示す。

表 12　ニートのプロビット分析に用いる変数とその基本統計量（男性）

基本統計量(ニート・男性)

男性	中学卒 Mean	中学卒 SD	高校卒 Mean	高校卒 SD	短大・高専卒 Mean	短大・高専卒 SD	大学卒 Mean	大学卒 SD
1992								
世帯主ダミー	0.407	0.491	0.414	0.493	0.420	0.494	0.577	0.494
配偶者ダミー	−	−	0.001	0.028	−	−	−	−
子の配偶者ダミー	−	−	−	−	−	−	−	−
孫ダミー	0.027	0.162	0.023	0.149	0.022	0.145	0.011	0.106
兄弟姉妹ダミー	0.015	0.121	0.006	0.078	−	−	0.003	0.056
他の親族ダミー	0.003	0.058	0.001	0.036	−	−	0.001	0.028
その他ダミー	−	−	0.002	0.040	−	−	−	−
年齢	24.515	5.355	25.680	4.907	26.218	3.991	28.405	3.522
世帯所得	6.135	0.668	6.358	0.597	6.448	0.617	6.474	0.558
ウェイト	108.931	90.827	106.897	87.295	121.080	96.708	126.077	103.504
1997								
世帯主ダミー	0.439	0.496	0.452	0.498	0.462	0.499	0.630	0.483
配偶者ダミー	0.004	0.062	0.002	0.040	0.002	0.044	−	−
子の配偶者ダミー	0.008	0.088	−	−	−	−	−	−
孫ダミー	0.021	0.143	0.023	0.150	0.023	0.151	0.012	0.107
兄弟姉妹ダミー	0.013	0.114	0.006	0.077	−	−	0.002	0.046
他の親族ダミー	0.005	0.070	0.002	0.042	−	−	−	−
その他ダミー	−	−	0.001	0.025	−	−	−	−
年齢	25.214	5.217	26.229	4.695	26.515	3.911	28.253	3.528
世帯所得	6.153	0.682	6.364	0.616	6.438	0.638	6.438	0.588
ウェイト	113.871	81.244	111.370	84.713	124.024	93.482	130.750	99.452
2002								
世帯主ダミー	0.436	0.496	0.460	0.498	0.493	0.500	0.618	0.486
配偶者ダミー	0.003	0.057	0.002	0.040	−	−	0.002	0.047
子の配偶者ダミー	0.011	0.103	0.008	0.088	−	−	0.002	0.049
孫ダミー	0.030	0.170	0.028	0.164	0.028	0.165	0.014	0.118
兄弟姉妹ダミー	0.009	0.095	0.005	0.069	0.003	0.054	0.003	0.053
他の親族ダミー	−	−	0.001	0.039	−	−	−	−
その他ダミー	0.006	0.079	0.002	0.042	−	−	0.001	0.029
年齢	26.102	5.220	26.989	4.583	27.514	3.841	28.442	3.502
世帯所得	6.021	0.709	6.249	0.646	6.330	0.630	6.375	0.612
ウェイト	125.845	101.799	123.898	106.029	140.630	122.454	158.597	138.966

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※SDはStandard Deviationを表す。

表 13　ニートのプロビット分析に用いる変数とその基本統計量（女性）

基本統計量(ニート･女性)

女性	中学卒		高校卒		短大･高専卒		大学卒	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
1992								
世帯主ダミー	0.107	0.309	0.081	0.273	0.090	0.286	0.139	0.346
配偶者ダミー	0.412	0.492	0.387	0.487	0.344	0.475	0.394	0.489
子の配偶者ダミー	0.068	0.252	0.093	0.290	0.067	0.249	−	−
孫ダミー	0.016	0.125	0.018	0.131	0.017	0.130	−	
兄弟姉妹ダミー	0.013	0.115	0.008	0.088	0.007	0.085	0.005	0.068
他の親族ダミー	0.004	0.062	0.002	0.043	−	−	−	−
その他ダミー	0.011	0.106	0.004	0.062	0.002	0.048	0.001	0.033
年齢	24.815	5.391	26.127	4.790	26.643	4.049	27.730	3.742
世帯所得	6.016	0.687	6.319	0.601	6.524	0.586	6.579	0.601
ウェイト	105.599	85.309	101.167	80.268	111.422	89.560	122.116	100.928
1997								
世帯主ダミー	0.139	0.346	0.098	0.297	0.117	0.322	0.175	0.380
配偶者ダミー	0.430	0.495	0.410	0.492	0.354	0.478	0.346	0.476
子の配偶者ダミー	0.048	0.213	0.072	0.259	0.039	0.194	0.025	0.155
孫ダミー	0.016	0.127	0.018	0.135	0.020	0.141	0.014	0.119
兄弟姉妹ダミー	0.012	0.108	0.008	0.090	−	−	0.006	0.076
他の親族ダミー	−	−	0.002	0.042	−	−	0.002	0.040
その他ダミー	−	−	−	−	0.000	0.019	−	−
年齢	25.379	5.106	26.677	4.607	26.742	3.965	27.597	3.726
世帯所得	5.991	0.721	6.319	0.622	6.514	0.606	6.580	0.624
ウェイト	110.316	78.335	108.259	82.129	120.202	89.307	127.070	101.426
2002								
世帯主ダミー	0.174	0.379	0.119	0.323	0.142	0.349	0.230	0.421
配偶者ダミー	0.376	0.484	0.406	0.491	0.379	0.485	0.306	0.461
子の配偶者ダミー	0.046	0.210	0.056	0.230	0.032	0.177	0.016	0.126
孫ダミー	0.017	0.130	0.022	0.147	0.021	0.144	0.017	0.128
兄弟姉妹ダミー	0.012	0.108	0.007	0.081	0.006	0.074	−	−
他の親族ダミー	0.003	0.055	0.001	0.037	−	−	−	−
その他ダミー	0.010	0.100	0.006	0.074	0.002	0.047	−	−
年齢	25.982	5.352	27.265	4.630	27.586	3.848	27.678	3.670
世帯所得	5.828	0.805	6.180	0.671	6.369	0.645	6.449	0.668
ウェイト	125.983	96.455	120.562	96.273	137.508	113.330	153.463	131.723

総務省統計局『就業構造基本調査』(1992,1997,2002)個票データより筆者作成
※SDはStandard Deviationを表す。

表 14　ニートに関するプロビット分析推計結果(1992)

1992	ニート								
男性	中学校卒	高校卒	短大･高専卒	大学卒	女性	中学校卒	高校卒	短大･高専卒	大学卒
世帯主ダミー	−0.097**	−0.033**	−0.014**	−0.013**	世帯主ダミー	−0.019**	−0.008**	−0.003**	−0.003**
	(0.006)	(0.002)	(0.003)	(0.002)		(0.004)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
配偶者ダミー	−	−0.009**	−		配偶者ダミー	−0.077**	−0.021**	−0.012**	−0.016**
		(0.003)				(0.007)	(0.001)	(0.001)	(0.003)
					子の配偶者ダミー	−0.028**	−0.008**	−0.004**	−
						(0.004)	(0.001)	(0.001)	
孫ダミー	−0.003	0.000	−0.001	−0.001	孫ダミー	0.017	0.001	−0.001	−
	(0.010)	(0.002)	(0.003)	(0.001)		(0.026)	(0.003)	(0.001)	
兄弟姉妹ダミー	−0.009	−0.008**	−	0.000	兄弟姉妹ダミー	−0.016**	−0.002	−0.002**	0.008
	(0.011)	(0.002)		(0.003)		(0.006)	(0.002)	(0.001)	(0.010)
他の親族ダミー	−0.019	0.001	−	0.017	他の親族ダミー	−0.014	−0.005*	−	−
	(0.021)	(0.013)		(0.024)		(0.012)	(0.002)		
その他ダミー	−	−0.010**	−	−	その他ダミー	−0.019**	−0.006**	−0.003**	0.019
		(0.001)				(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.030)
年齢	0.000	−0.002**	0.000	0.000	年齢	0.000	−0.000*	0.000**	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
世帯所得(対数)	−0.045**	−0.013**	−0.007**	−0.004**	世帯所得	−0.016**	−0.007**	−0.003**	−0.003**
	(0.004)	(0.001)	(0.002)	(0.001)		(0.004)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
サンプル数	8435	47385	8209	20497	サンプル数	5408	51865	26618	7488
擬似決定係数	0.1384	0.1685	0.0987	0.1333	擬似決定係数	0.1440	0.0956	0.0918	0.1224
Wald chi2	342.25(6)	786.42(8)	53.62(4)	140.55(6)	Wald chi2	152.02(9)	334.60(9)	117.78(8)	47.09(6)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
obs. P	0.061	0.030	0.007	0.004	obs. P	0.047	0.014	0.007	0.009
pred. P (at x-bar)	0.038	0.011	0.004	0.002	pred. P (at x-bar)	0.023	0.008	0.003	0.002

表中の値は限界効果
推計値の下段()内の数値は標準誤差
Wald検定()内の数値は自由度
**有意水準 1%，*有意水準 5%
続柄のベースグループは世帯主の「子」
年齢・世帯所得は階級値を利用(世帯所得については1500万円以上の階級は全て「1500」とし、対数を取った)

表 15　ニートに関するプロビット分析推計結果(1997)

1997	ニート								
男性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒	女性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒
世帯主ダミー	−0.104**	−0.044**	−0.018**	−0.028**	世帯主ダミー	−0.032**	−0.010**	−0.006**	−0.014**
	(0.006)	(0.002)	(0.003)	(0.003)		(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
配偶者ダミー	−0.029**	−0.012**	0.001	–	配偶者ダミー	−0.082**	−0.024**	−0.016**	−0.018**
	(0.009)	(0.002)	(0.006)			(0.008)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
子の配偶者ダミー	−0.036**	–	–	–	子の配偶者ダミー	−0.032**	−0.008**	−0.004**	−0.007**
	(0.004)					(0.005)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
孫ダミー	0.010	−0.006**	0.001	−0.001	孫ダミー	0.011	−0.001	−0.001	−0.007**
	(0.013)	(0.002)	(0.003)	(0.002)		(0.016)	(0.002)	(0.003)	(0.002)
兄弟姉妹ダミー	0.001	0.001	–	−0.001	兄弟姉妹ダミー	−0.013	0.000	–	0.007
	(0.019)	(0.008)		(0.002)		(0.010)	(0.003)		(0.015)
他の親族ダミー	0.004	−0.006	–	–	他の親族ダミー	–	−0.008**	–	0.032
	(0.025)	(0.005)					(0.002)		(0.049)
その他ダミー	–	−0.010*	–	–	その他ダミー	–	–	0.014	–
		(0.005)						(0.023)	
年齢	0.000	−0.002**	0.000	−0.000*	年齢	−0.001	−0.001**	0.000*	0.000
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
世帯所得(対数)	−0.040**	−0.016**	−0.005**	−0.006**	世帯所得	−0.010**	−0.008**	−0.006**	−0.010**
	(0.005)	(0.001)	(0.001)	(0.001)		(0.004)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
サンプル数	8126	45567	10032	21454	サンプル数	4771	45684	28069	9553
擬似決定係数	0.1314	0.1437	0.1461	0.2076	擬似決定係数	0.1484	0.1093	0.0871	0.0873
Wald chi2	401.00(8)	942.20(8)	78.12(5)	236.51(5)	Wald chi2	116.76(7)	413.08(7)	132.01(7)	92.04(8)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
obs. P	0.062	0.030	0.008	0.009	obs. P	0.053	0.017	0.010	0.013
pred. P(at x-bar)	0.038	0.014	0.003	0.003	pred. P (at x-bar)	0.028	0.009	0.005	0.009

表中の値は限界効果
推計値の下段()内の数値は標準誤差
Wald検定()内の数値は自由度
**有意水準 1%, *有意水準 5%
続柄のベースグループは世帯主の「子」
年齢・世帯所得は階級値を利用(世帯所得については1500万円以上の階級は全て「1500」とし、対数を取った)

表 16　ニートに関するプロビット分析推計結果(2002)

2002	ニート								
男性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒	女性	中学校卒	高校卒	短大・高専卒	大学卒
世帯主ダミー	−0.140**	−0.058**	−0.028**	−0.038**	世帯主ダミー	−0.052**	−0.012**	−0.007**	−0.009**
	(0.008)	(0.003)	(0.003)	(0.004)		(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
配偶者ダミー	−0.048**	−0.012	−	−0.002	配偶者ダミー	−0.119**	−0.032**	−0.015**	−0.018**
	(0.006)	(0.007)		(0.005)		(0.009)	(0.002)	(0.001)	(0.002)
子の配偶者ダミー	−0.050**	−0.018**	−	−0.003	子の配偶者ダミー	−0.038**	−0.008**	−0.003**	−0.001
	(0.004)	(0.001)		(0.003)		(0.006)	(0.001)	(0.001)	(0.004)
孫ダミー	0.009	−0.003	−0.001	−0.003*	孫ダミー	−0.018	−0.003	0.000	0.004
	(0.017)	(0.003)	(0.003)	(0.001)		(0.011)	(0.002)	(0.002)	(0.004)
兄弟姉妹ダミー	0.008	−0.004	0.005	0.004	兄弟姉妹ダミー	−0.030**	−0.001	−0.004**	−
	(0.025)	(0.006)	(0.011)	(0.007)		(0.011)	(0.006)	(0.001)	
他の親族ダミー	−	−0.003	−	−	他の親族ダミー	−0.004	−0.007	−	−
		(0.010)				(0.033)	(0.004)		
その他ダミー	−0.048**	−0.011	−	0.026	その他ダミー	−0.024	−0.008**	0.000	−
	(0.005)	(0.006)		(0.029)		(0.024)	(0.002)	(0.006)	
年齢	0.000	−0.001**	0.000	0.000	年齢	0.000	−0.001**	0.000	0.000
	(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)		(0.001)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
世帯所得（対数）	−0.053**	−0.021**	−0.010**	−0.009**	世帯所得	−0.021**	−0.010**	−0.006**	−0.007**
	(0.006)	(0.002)	(0.002)	(0.001)		(0.005)	(0.001)	(0.001)	(0.002)
サンプル数	7123	36727	9919	18309	サンプル数	4403	33952	25484	10172
擬似決定係数	0.1537	0.1322	0.1603	0.1592	擬似決定係数	0.1493	0.1276	0.107	0.1353
Wald chi2	480.75(8)	812.58(9)	183.67(5)	208.57(8)	Wald chi2	187.54(9)	446.48(9)	170.03(8)	122.79(6)
Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	Prob > chi2	0.000	0.000	0.000	0.000
obs. P	0.084	0.034	0.012	0.013	obs. P	0.075	0.021	0.009	0.014
pred. P (at x-bar)	0.051	0.017	0.005	0.005	pred. P (at x-bar)	0.042	0.010	0.005	0.005

表中の値は限界効果
推計値の下段()内の数値は標準誤差
Wald検定()内の数値は自由度
**有意水準 1%，*有意水準 5%
続柄のベースグループは世帯主の「子」
年齢・世帯所得は階級値を利用（世帯所得については1500万円以上の階級は全て「1500」とし、対数を取った）

表 14・表 15・表 16 は、ニートに関するプロビット分析の推計結果である。プロビット分析を行う母集団は男女とも、15～34 歳の卒業者でありフリーターに関するプロビット分析の際の母集団とは異なる。

プロビット分析の推計結果で、有意であった説明変数は「世帯主ダミー」、「配偶者ダミー」、「子の配偶者ダミー」、「世帯所得」の 4 つである。年齢とニートの関係について明確なことはわからなかった。

まず、「世帯主であること」は男女とも全ての調査年度でニートとなる確率を低下させるが、男女別に見ると全体的に男性の方がこの影響が大きい。また、1992 年から 2002 年にかけての推計値の推移を見ると、「世帯主であることがニートになる確率に与える影響は年々大きくなっており、更に男性では低学歴ほどこの影響は大きい。例えば中学卒の男性では、1992 年には「世帯主であること」がニートになる確率を 1.9.7%（大学卒では 1.3%）低下させるという結果だったが、1997 年には 10.4%（同 2.8%）、2002 年には 14.0%（同 3.8%）もニートになる確率を低下させるという結果になった。また、男女ともに「配偶者であること」「子の配偶者であること」もニートになる確率を低下させることがわかった（いずれもベースグループ「子」との比較）。これは、厚生労働省定義のニートには家事従事者は含まれないが、結婚をしている無業者の多くは家事をしていることが多いためだと思われる。

次に、世帯所得の増加は影響は小さいものの、男女ともにニートになる確率を低下させることがわかった。例えば、2002 年・中学卒では世帯所得が 1,000,000 円増加すると、ニートになる確率は男性で 5.3%、女性で 2.1%低下する。

4. 結論

本章では、本稿で得られた主要な結果についてまとめる。フリーター・ニートのそれぞれについて、主に以下の 3 つの結果を得た。1 つ目は厚生労働省定義と内閣府定義の比較の結果、2 つ目はコーホート分析の結果、3 つ目はプロビット分析の結果である。また、それぞれの結果に考察を加えることで結論としたい。尚、結論は 5.1.でフリーターについて、5.2.でニートについてまとめる。

4.1. フリーターに関する分析の結論

4.1.1. 厚生労働省定義と内閣府定義の比較

厚生労働省定義と内閣府定義の集計結果を比較すると、内閣府定義のフリーター割合は 16.1%であり、厚生労働省定義のフリーター割合の 10.6%より 5.5%高いことがわかった（いずれも男女計、若年人口比）。類型別に見ると最も定義による違いが出るのは「失業型」であるが、これは厚生労働省定義では失業者のうち希望する雇用形態は非正規雇用に限られるが、内閣府定義では希望する雇用形態に制約がないためと思われる。「非労働力型」につ

いても同様の理由で内閣府定義の方がフリーター割合が高いが、「有業型」は女性では 2%ほど内閣府定義のフリーター割合が高いものの、男性では定義による違いは見られなかった。これは厚生労働省定義のフリーターでは女性は未婚者に限られるのに対し、内閣府定義では既婚でも「主婦」でなければ（家事をしていなければ）フリーターに含まれることの影響と推測される。

ところで、厚生労働省定義と内閣府定義を比較して、フリーターの問題を考える際にどちらがより適切な定義だろうか。これはかなり筆者の主観が入るが、簡単な考察を述べたいと思う。両定義の 1 つ目の定義による違いは無業者の希望雇用形態についてである。内閣府で希望雇用形態に関わらず無業者で就業希望のある者をフリーターとする意図は、潜在的にフリーターになる可能性がある層を網羅することと思われる。しかしながら、無業者の希望雇用形態で最も多くの割合を占めるのは「正規の職員・従業員」であり、実際に正規雇用に就く人もいるであろうことから、これらの層全てをフリーターに含むことは、フリーター数を過大評価してしまっている可能性がある。次に 2 つ目の定義による違いは、既婚女性の扱いである。厚生労働省定義では全て除かれる既婚女性だが、内閣府定義では「家事をしていない既婚女性」はフリーターに含まれる。両定義において既婚女性や主婦がフリーターから除かれる理由は、多くの既婚女性は配偶者の収入で主に生活費を賄っているという仮定があるからと思われる。このことを考えると、家事従事の有無からは配偶者の収入についてはわからず、「家事をしているか否か」でフリーターに該当するかどうかを判断する理由は不明確である。よって内閣府定義はフリーター数を過大評価する傾向があり、厚生労働省定義の方がフリーター問題を考えるのに適していると筆者は考える。

ただし、厚生労働省定義については厚生労働省(2009)でのフリーター集計時の定義と同義でないことに注意したい。厚生労働省(2009)でのフリーターの定義は、有業型のフリーターの雇用形態は「パート・アルバイト」限られており、近年「パート・アルバイト」以外の非正規雇用形態が増加していることを考えるとフリーター数を逆に過小評価してしまう可能性がある。また、厚生労働省(2009)では、無業者について家事をしている者を無条件で除いているが、女性では未婚の家事従事者を含めるか否かでフリーターの数にかなり影響があると予測される。未婚の家事従事者も収入面の不安定性というフリーターに共通する問題を持つことは否定できず、かつ希望就業形態が非正規のため有業となった際にフリーターになる可能性が高い。よってこれらの層を丸々除いてしまう厚生労働省(2009)の定義は、ここでもやはりフリーター数を過小評価してしまう可能性がある。内閣府(2005)の定義については、内閣府定義と同義であるので、先に述べた通りフリーター数を過大評価している可能性がある。以上の理由から、筆者は厚生労働省定義がフリーター問題を考える上で最も適していると考える。

4.1.2. コーホート分析の分析結果

コーホート分析の結果、後に生まれた世代ほどフリーター率が高くなる、高学歴者は比

較的世代間のフリーター割合の上昇が小さくなる、という 2 つの傾向のあることがわかった。男性では高校卒、短大・高専卒、大学卒では 1973～1977 年生まれの階級まではフリーター率の値とその推移のどちらにも違いはほとんど見られなかったが、1978～1982 年生まれの階級が 20～24 歳である時には大学・大学院卒と、高校卒と短大・高専卒のフリーター率は 10%程もの開きがある。男性・中学校卒では、年齢変化によるフリーター率の推移はほとんど見られないが、各年齢時点で比較すると後の世代ほどフリーター率が高くなるという特徴が顕著に表れており、1983～1987 年生まれ階級では、15～19 歳時点でのフリーター率が 40%を超える水準である。女性も、短大・高専卒、大学卒の間ではフリーター率とその推移にほとんど違いが見られない。高校卒についても、フリーター率は 1968～1972 年生まれの階級以前はこれらのより高学歴の層とほぼ変わらなかったが、1973～1978 年生まれの階級以降世代間の格差が少しずつ現れ始め、1983～1987 年生まれの階級以降は、15～19 歳時点で、約 60%がフリーターとなっていることがわかる。

4.1.3. プロビット分析の分析結果

フリーターに関するプロビット分析では、主に「世帯主であること」「年齢が 5 歳高くなること」「世帯所得が 1,000,000 円増加すること」の 3 つの係数が有意な値となった。まず、「世帯主であること」は男女とも全ての調査年度でフリーターとなる確率を低下させる。2002 年の推計結果を見ると、「世帯主であること」は「子であること」と比較して男性で 12.6%、女性で 17.8%もフリーターになる確率を低下させるという結果になった。ただし「世帯主かどうか」は内生性があるため、はっきりしたことはいえない。続いて、「年齢が 5 歳高くなること」は、男性ではフリーターになる確率を僅かながら低下させるが、この影響は影響が一番大きい 2002 年・中学卒でも 1.6%の低下である。女性では年齢については中学校卒・高校卒で有意な結果が得られ、これらのグループでは加齢がフリーターになる確率を僅かだが下げることがわかった。在学者が年齢推移とともに減少することは、加齢がフリーターになる確率を下げる理由の 1 つとなりそうだが、女性についてはこれに結婚の影響が加わるため加齢によるフリーター率の変化は男性より複雑と考えられる。最後に「世帯所得が 1,000,000 円増えること」だが、これも男女ともにフリーターになる確率を下げることになる。男女別に詳しく見ると、世帯所得が 1,000,000 円増えるとフリーターになる確率は、男性では中学卒で 6.9%（女性では 3.3%）、高校卒では 7.4%（同 11.7%）、短大・高専卒では 7.3%（同 14.2%）、大学卒では 5.9%（同 12.5%）低下する。ただし、世帯所得にはフリーター本人の所得も含まれる。よって、フリーターの所得が低いため世帯所得が低くなるという内生性が推計結果に影響した可能性は否定できない。

4.2. ニートに関する分析の結論

4.2.1. 厚生労働省定義と内閣府定義の比較

厚生労働省定義と内閣府定義の集計結果を比較すると、若年人口に対するニート割合は内閣府定義では2.4%と、厚生労働省定義の1.9%より0.5%高い値となる（男女計）。男女別に見ると、男性では厚生労働省定義・内閣府定義のどちらでも違いはほぼ見られないが、女性では厚生労働省定義より内閣府定義のニート割合の方が1%ほど高く、厚生労働省定義のニート割合の約1.5倍にも上る。この違いを生んだ主な原因は、内閣府定義では未婚で無業の家事従事者をニートに含めたことである。この影響は女性では大きいが、男性にはほぼ影響がない。ニート割合が男性は定義により変わらず、女性では内閣府定義の方が高くなるという結果は、「非求職型」「非希望型」のどちらでも共通である。また、これは厚生労働省定義・内閣府定義に共通に見られる結果であるが、非希望型のニート割合は男性では1992年から2002年の間ほとんど変化が見られないのに対し、女性では僅かでは増加が見られる。非希望型の増加は、内閣府定義や内閣府(2005)で男女計の推移を見たときには見られなかった結果である。

ニートについても、厚生労働省定義と内閣府定義のどちらの定義がニートの問題を考えるときにより適切であるか考察したい。厚生労働省定義と内閣府定義の違いは、既婚者と家事従事者の扱いである。厚生労働省定義では家事従事者は未婚・既婚に関わらず除外されるが、内閣府定義では既婚者は全て除外され未婚者については家事従事の有無に関わらず含まれる。つまり、考えるべきは「未婚で家事に従事している人（厚生労働省定義に含まれず内閣府定義に含まれる）」「既婚で家事に従事していない人（内閣府定義に含まれず厚生労働省定義に含まれる）」の2つの影響の大きさである。男性ではいずれの影響も小さく、女性では前者が多く後者が少ないことは既に3.1.3.で述べた通りである。よって「未婚で家事に従事している人」をニートの定義に含めるべきか否かに論点を絞って考えたい。

結論から述べると、筆者は内閣府の立場を支持したい。この理由はフリーターでは厚生労働省定義では既婚女性が除かれていたのに、フリーターに比較的近い存在であるニートについては既婚女性を区別しない理由が不明確だからである。先にも述べたが、一般的に既婚女性が将来的に社会のコストになるというような議論は少なく、ここでもやはり女性については家事従事の有無より配偶者の有無で区別した方が自然に思われる。よって筆者個人は、厚生労働省定義のニート割合は過小評価されており、内閣府定義のニート割合の方がニートに関する問題を考察する上で適切と考える。尚、ニートについては厚生労働省(2009)での集計時の定義・内閣府(2005)での集計時の定義がそれぞれ厚生労働省定義・内閣府定義に等しいので、以上の議論を厚生労働省(2009)と内閣府(2005)に置き換えて行っても差し支えない。

4.2.2. コーホート分析の分析結果

コーホート分析の結果、男女ともニート率の水準と世代間の格差は、学歴によりその特

徴が大きく分かれることがわかった。男性では短大・高専卒と大学・大学院卒のグループはニート率はほぼ 0%の付近を推移し世代間の格差もほとんど見られなかったが、1973 年生まれ階級以降、僅かではあるが上昇が見られるようになった。中学校卒では 1973〜1977年生まれ階級以降､同年齢時点での世代間格差は数%ずつ見られるようになり､1983〜1987年生まれの世代は 15〜19 歳時点ではニート率が 15%近くにもなっている。また、後から生まれた世代ほど、ニート率が高くなる傾向があるのに加え、年齢推移とともに減少しなくなってきている傾向もある。高校卒では、1973〜1977 年・1978〜1982 年生まれの階級が 15〜19 歳のときに、ニート率が 15%前後まで上がっているが、その後 20〜24 歳時点では 5%以下に落ち着いている。世代間の格差もそれほど見られない。このように、男性のニート率は中学校卒と高校卒で高い傾向があるが、高校卒では年齢推移とともにニート率が低下するのに対し、中学校卒ではあまり変化は見られず高止まりしている。

女性でも、短大・高専卒と大学・大学院卒ではニート率は 0%近くを推移し、世代による違いもないに等しい。女性の中学校卒では、加齢とともにニート率には低下が見られるが、同年齢時点で見ると後に生まれた世代ほどのニート割合が高くなっており、世代間の格差は縮まっていない。1983〜1987 年生まれの世代の中学校卒のニート率を見ると、15%近い水準となっている。高校卒のニート率は、1973〜1977 年までの世代では短大・高専卒や大学・大学院卒とあまり変わらない水準であったが、1978〜1982 年生まれの世代では同年齢時点でのニート率が高くなり、15〜19 歳では約 7%となった。

4.2.3. プロビット分析の分析結果

ニートに関するプロビット分析では、「世帯主であること」、「配偶者であること」、「子の配偶者であること」、「世帯所得が 1,000,000 円増加すること」の 4 つの係数が有意な値となり、年齢とニートになる確率の関係については明確なことがわからなかった。まず、「世帯主であること」は男女とも全ての調査年度でニートとなる確率を低下させることがわかった。これにはフリーターと同様、ニートの状態にあると世帯主になりにくいという内生的な要因が関係すると思われる。また、ニートでは「配偶者であること」「子の配偶者であること」も男女ともニートになる確率を低下させるという結果になったいずれもベースグループ「子」との比較)。これは、厚生労働省定義のニートには家事従事者は含まれないが、結婚をしている無業者の多くは家事をしていることが多いためだと思われる。最後に、「世帯所得が 1,000,000 円増加すること」は影響は小さいものの、男女ともにニートになる確率を低下させることがわかった。例えば、2002 年・中学卒では世帯所得が 1,000,000 円増加すると、ニートになる確率は男性で 5.3%、女性で 2.1%低下する。

謝辞

本稿における分析は、国立大学法人一橋大学経済研究所付属社会科学統計情報研究センターで提供している「就業構造基本調査」(1992 年, 1997 年, 2002 年)の秘匿処理済個票データを用いて筆者が独自に行ったものであり、行政機関等が作成・公表している統計等とは異なります。関係者の方々に、心から感謝致します。また、本稿を作成するに当たり、指導して下さった北海道大学大学院経済学研究科の安部由起子教授からは、本稿作成の助言のみならず、4 年間ゼミを通して多くのことを学ばせて頂きました。加えて、安部ゼミで出会った良き仲間たちにも沢山の良い刺激を貰いました。この場を借りて、厚く御礼申し上げます。なお、本稿に含まれる誤りについては、全て筆者本人のみに帰するものです。

参考文献一覧：

小杉礼子編『フリーターとニート』(勁草書房,2005)
小杉礼子編『自由の代償／フリーター【現代若者の就業意識と行動】』(日本労働研究機構,2002)
本田由紀・内藤朝雄・後藤和智『「ニート」って言うな！』(光文社,2006)
玄田有史・曲沼美恵『ニート　フリーターでも失業者でもなく』(幻冬舎,2004)
内閣府「青少年の就労に関する研究調査」(2005)
厚生労働省「労働経済白書」(2004)
厚生労働省「労働経済白書」(2005)
厚生労働省「労働経済白書」(2006)
厚生労働省「労働経済白書」(2007)
厚生労働省「労働経済白書」(2009)
内閣府「国民生活白書」(2003)
文部科学省「学校基本調査」(2002)
UFJ 総合研究所「若年キャリア支援に係る調査研究」(2003)
リクルートワークス研究所「Works」No.65 (2004)

参考 URL：

厚生労働省「若者の人間力を高めるための国民運動」(参照：2009 年 12 月 9 日)
http://www.mhlw.go.jp/bunya/koyou/wakachalle/situation/index.html
総務省統計局ホームページ
http://www.stat.go.jp/ (参照：2010 年 1 月 15 日)